

# Boligpriser, forventninger og gjeld

*En økonometrisk analyse av samspillet mellom bolig- og kredittmarkedet i Norge.*

**André Kallåk Anundsen**



Masteroppgave i samfunnsøkonomisk analyse

Økonomisk Institutt

UNIVERSITETET I OSLO

Mai 2010



---

## Forord

Denne masteroppgaven inngår som en del av en todelt prosess; for det første inngår den som et siste ledd i det 5-årige masterprogrammet i samfunnsøkonomi ved Universitetet i Oslo. For det andre inngår den som en del av et prosjekt jeg har jobbet med i forbindelse med mitt studentengasjement på Statistisk Sentralbyrå. Jeg ønsker å takke Statistisk Sentralbyrå for å ha bidratt med finansiell støtte.

Videre fortjener Roger Bjørnstad en stor takk for å ha gitt meg muligheten og tilliten til å jobbe på en fantastisk arbeidsplass omgitt av inspirerende personer. Jeg ønsker å rette en spesiell takk til mine to veiledere, Ragnar Nymoen og Eilev Jansen. Begge har bidratt med svært nyttige innspill, tilbakemeldinger og gode tips til forbedringer av språk og struktur. Mine øvrige kolleger i makrogruppa ved Statistisk Sentralbyrå bør også takkes. Roger Hammersland, Håvard Hungnes og Pål Boug fortjener en spesiell takk for nyttige diskusjoner. Laila Haakonsen og Joakim Prestmo fra Statistisk Sentralbyrå, Dag-Henning Jacobsen fra Norges Bank og Martin Svedman fra TNS-Gallup har vært svært hjelpelige i datainnsamlingsprosessen.

Rasmus Bøgh Holmen fortjener en stor takk for å ha korrekturlest oppgaven.

Til sist vil jeg rette en stor takk til Tord Krogh for mange fine diskusjoner og samtaler på vårt lille kontor.

Eventuelle feil og mangler i denne oppgaven er helt og holdent mitt ansvar.

Mai 2010,

André Kallåk Anundsen



---

## Sammendrag

I denne oppgaven ønsker jeg å identifisere og kvantifisere betydningen av de mest sentrale driverne bak prisutviklingen i det norske boligmarkedet. De aller fleste boligkjøpene i Norge er lånefinansierte. Det forventes derfor at en økning i husholdningenes samlede gjeld fører til en økt etterspørsel etter boligkapital. Gjelden er imidlertid en størrelse som mest sannsynlig påvirkes av boligprisutviklingen. Størsteparten av boliglånene i Norge er sikret med pant i egen bolig, og en høyere boligpris vil derfor kunne gi mulighet for et høyere kredittopptak ved å øke verdien av det samlede pantegrunnlaget. På dette viset ser vi at det kan eksistere selvforsterkende effekter mellom bolig- og kredittmarkedet. En høyere boligpris øker husholdningenes samlede pantegrunnlag, hvilket kan gi grunnlag for økt låneopptak, som i sin tur legger et press oppover på boligprisene ved å øke etterspørselen etter boligkapital og så videre. Min hypotese er at det eksisterer et selvforsterkende forhold mellom bolig- og kredittmarkedet i Norge. Det teoretiske grunnlaget for denne hypotesen bygger på Kyotaki og Moore (1997) og Bernanke og Gertler (1989) sine artikler om endogene lånebetingelser og finansielle akseleratorer.

I oppgaven analyseres de overnevnte problemstillingene ved hjelp av en økonometrisk likevektsjusteringsmodell, hvor det tas eksplisitt hensyn til samspillet mellom bolig- og kredittmarkedet. En slik metodisk tilnærming åpner muligheten for å kvantifisere effekten av endringer i de viktigste forklaringsfaktorene for henholdsvis boligprisene og gjelden på kort og på lang sikt. Den empiriske analysen baseres på aggregerte kvartalsdata for perioden fra første kvartal 1986 til fjerde kvartal 2008.

Johansen-metoden (Johansen, 1988) benyttes for å undersøke hvorvidt det eksisterer en toveisinteraksjon mellom boligprisene og husholdningenes samlede gjeld på lang sikt. Ved hjelp av trasetester for kointegrasjon, fremlegges evidens for eksistensen av to kointegrerende relasjoner; en for realboligprisene og en for realgjelden. Videre viser denne analysen at de to størrelsene gjensidig påvirker hverandre på lang sikt. Johansen-prosedyren indikerer i tillegg at både realboligprisene og realgjelden likevektskorrigerer dersom realgjelden er over sin fundamentalverdi. Analysen indikerer at kun realboligprisene likevektskorrigerer dersom disse er over sin fundamentalverdi.

---

I analysen av korttidsdynamikken pålegges likevektsjusteringsleddene som ble funnet ved Johansen-metoden. Deretter presenteres to kandidatmodeller, hvor gjelds- og boligprisveksten estimeres i et simultant likningssystem. Begge modellene spesifiseres ved hjelp av General-to-Specific prosedyren, der insignifikante variable trinnvis elimineres fra en meget generell modellspesifikasjon. Den ene modellspesifikasjonen er et resultat av systematisk utelatelse av den mest insignifikante variabelen i hvert trinn. For å spesifisere den andre kandidatmodellen, pålegges noen teoretiske føringer underveis i reduksjonsprosessen.

Estimeringsresultatene som oppnås for de to modellene indikerer at gjelden er svært viktig for å forstå boligprisutviklingen også på kort sikt. Jeg finner ikke empirisk støtte for at det er noen kontemporær effekt fra realboligprisene på realgjelden. Likevel påvirkes realgjelden av realboligprisene på kort sikt via likevektkorrigeringen. Ved å studere dynamiske multiplikatorer for begge modellene fremlegges evidens for at det eksisterer et selvforsterkende forhold mellom bolig- og kredittmarkedet i Norge. Modellen hvor det pålegges noen teoretiske føringer i reduksjonsprosessen gir klareste evidens for eksistensen av en slik sammenheng.

Den økonometriske analysen gir i tillegg empirisk belegg for at husholdningenes forventninger til utviklingen i sin egen og i landets økonomi er av stor betydning for boligprisutviklingen - og da også for gjeldsutviklingen. Disse resultatene indikerer at endringer i forventningene får sin fulle effekt etter to til tre kvartaler.

Alle estimerings- og testresultater er oppnådd ved hjelp av den økonometriske programpakken OxMetrics 5<sup>1</sup>.

Oppgaven er disponert på følgende vis: Kapittel 2 skisserer i grove trekk utviklingen i det norske boligmarkedet siden 1970. Boligprisenes fundamentale drivere diskuteres i lys av en enkel tilbuds- og etterspørselsmodell for boligmarkedet i kapittel 3. I det samme kapitlet drøftes hvilke faktorer som påvirker gjelden, samt samspillet mellom boligpriser og husholdningenes kredittopptak. Kapittel 4 tar for seg de metodiske verktøyene som anvendes i forbindelse med den økonometriske modelleringen. Kapittel 5 gir en gjennomgang av noen

---

<sup>1</sup> For mer informasjon om denne programpakken, se <http://www.oxmetrics.net/>.

---

utvalgte empiriske studier om dynamikken i boligmarkedet. Boligprislikningen som presenteres av Jacobsen og Naug (2004a) reestimeres og estimeres over en utvidet tidsperiode. Det samme gjelder for modellen som benyttes i Statistisk Sentralbyrå sin makroøkonomiske prognose- og konjunkturmodell KVARTS (Hungnes, 2007). En ny modell for det norske boligmarkedet presenteres i kapittel 6, hvor boligprisene og husholdningenes låneopptak estimeres i et simultant likningssystem. Kapittel 7 konkluderer og tar for seg potensielle utvidelser.





# Innhold

<b>1.</b>	<b>INNLEDNING .....</b>	<b>1</b>
<b>2.</b>	<b>BOLIGPRISUTVIKLINGEN I ET 40 ÅRS PERSPEKTIV .....</b>	<b>3</b>
<b>3.</b>	<b>TEORETISK RAMMEVERK .....</b>	<b>6</b>
3.1	BOLIGETTERSØRSELEN .....	6
3.2	TILBUDET AV BOLIGKAPITAL .....	9
3.3	BOLIGMARKEDET PÅ KORT OG PÅ LANG SIKT .....	10
3.4	HVILKE FAKTORER PÅVIRKER REALGJELDEN? .....	12
3.5	SAMSPILLET MELLOM BOLIG- OG KREDITTMARKEDET: ENDOGENE LÅNEBETINGELSER OG SELVFORSTERKENDE EFFEKTER .....	14
<b>4.</b>	<b>GRUNNLEGGENDE BEGREPER I TIDSSERIEØKONOMETRI .....</b>	<b>15</b>
4.1	KOINTEGRASJON .....	16
4.2	TESTING AV ENHETSRØTTER: AUGMENTED DICKEY-FULLER (ADF) TEST .....	17
4.3	LIKEVEKTSJUSTERINGSMODELLER .....	18
4.4	ESTIMERING AV LIKEVEKTSJUSTERINGSMODELLER .....	20
<b>5.</b>	<b>LITTERATURGJENNOMGANG OG REESTIMERING AV TO EKSISTERENDE MODELLER FOR BOLIGPRISENE I NORGE .....</b>	<b>23</b>
5.1	LITTERATURGJENNOMGANG .....	23
5.2	REESTIMERING OG ESTIMERING OVER ET UTVIDET SAMPLE AV BOLIGPRISMODELLEN I JACOBSEN OG NAUG (2004A) .....	27
5.2.1	<i>Reestimering av Jacobsen og Naug (2004a) .....</i>	<i>27</i>
5.2.2	<i>Estimering av Jacobsen og Naug (2004a) sin modell over et utvidet datasett .....</i>	<i>30</i>
5.3	REESTIMERING OG OG ESTIMERING OVER ET UTVIDET SAMPLE AV BOLIGPRISMODELLEN I KVARTS .....	34
5.3.1	<i>Reestimering av boligprismodellen i KVARTS .....</i>	<i>34</i>

---

5.3.2	<i>Estimering av boligprismodellen i KVARTS over et utvidet Sample</i> .....	35
5.4	KOMMENTARER TIL DE TO MODELLENE .....	39
<b>6.</b>	<b>EN NY EMPIRISK STUDIE AV INTERAKSJONEN MELLOM BOLIG- OG KREDITTMARKEDET I NORGE</b> .....	<b>40</b>
6.1	KOINTEGRASJONSANALYSE .....	40
6.2	SIMULTAN ESTIMERING AV BOLIGPRISER OG GJELD .....	46
6.2.1	<i>Resultater fra GETS modellering av systemet</i> .....	47
6.2.2	<i>Reesultater fra GETS med teoretiske føringer pålagt underveis</i> .....	50
6.3	DYNAMISKE MULTIPLIKATORER .....	53
6.3.1	<i>Dynamiske multiplikatorer for modell 1</i> .....	54
6.3.2	<i>Dynamiske multiplikatorer for modell 2</i> .....	56
<b>7.</b>	<b>KONKLUSJONER</b> .....	<b>58</b>
	<b>KILDELISTE</b> .....	<b>60</b>
	<b>APPENDIKS A: VARIABELDEFINISJONER</b> .....	<b>66</b>
	<b>APPENDIKS B: TIDSSERIENE SOM BENYTTES I MODELLERINGEN I KAPITTEL 6 OG TESTING AV ENHETSRØTTER</b> .....	<b>68</b>
	<b>APPENDIKS C: JOHANSEN-PROSEDYREN</b> .....	<b>72</b>
	<b>APPENDIKS D: FORVENTNINGSVARIABLEN SOM INNGÅR I JACOBSEN OG NAUG (2004A)</b> .....	<b>74</b>
	<b>VEDLEGG E: OPPSUMMERING AV KOEFFISIENTESTIMATER SOM ER FUNNET I TIDLIGERE STUDIER</b> .....	<b>76</b>

---

*Figuroversikt:*

Figur 2.1: Nominell boligpris, 1970(1)-2008(4) .....	4
Figur 2.2: Realboligprisen, 1970(1)-2008(4) .....	4
Figur 2.3: Realrenten etter skatt, 1970(1)-2008(4) .....	5
Figur 3.1: Boligmarkedet på kort sikt .....	10
Figur 3.2: Boligmarkedet på lang sikt .....	11
Figur 5.1: Rekursive koeffisienter for boligprislikningen i J&N (2004a), pluss/minus to standardavvik, 1998(2)-2008(4), estimeringsperiode 1990(2)-2008(4) .....	32
Figur 5.2: Rekursive t-verdier for koeffisienter i boligprislikningen i J&N (2004a), 1998(2)-2008(4), estimeringsperiode 1990(2)-2008(4) .....	33
Figur 5.3: 8 kvartalers ett steg frem prognoser for boligprislikningen i J&N (2004a), 2007(1)-2008(4), estimeringsperiode 1990(2)-2006(4) .....	33
Figur 5.4: Rekursive koeffisienter for boligprislikningen i KVARTS, pluss/minus to standardavvik, 1998(2)-2008(4), estimeringsperiode 1986(1)-2008(4) .....	37
Figur 5.5: Rekursive t-verdier for koeffisienter i boligprislikningen i KVARTS, 1998(2)-2008(4), estimeringsperiode 1986(1)-2008(4) .....	38
Figur 5.6: 8 kvartalers ett steg frem prognoser for boligprislikningen i KVARTS, 2007(1)-2008(4), estimeringsperiode 1986(1)-2006(4) .....	38
Figur 6.1: Modell 1: Faktisk og anslått boligpris- og gjeldsvekst, 1986(2)-2008(4) .....	49
Figur 6.2: Modell 1: Prognoser ett steg fremover, 2007(1)-2008(4), estimeringsperiode 1986(2)-2006(4) .....	50
Figur 6.3: Modell 2: Faktisk og anslått boligpris- og gjeldsvekst, 1986(2)-2008(4) .....	52
Figur 6.4: Modell 2: Prognoser ett steg fremover, 2007(1)-2008(4), estimeringsperiode 1986(2)-2006(4) .....	53
Figur 6.5: Dynamiske multiplikatorer (midlertidige sjokk i modell 1) .....	54
Figur 6.6: Kumulative multiplikatorer (permanente sjokk i modell 1) .....	55
Figur 6.7: Dynamiske multiplikatorer (midlertidige sjokk i modell 2) .....	56
Figur 6.8: Kumulative multiplikatorer (permanente sjokk i modell 2) .....	57

---

*Tabelloversikt:*

Tabell 5.1: Resultater fra reestimeringen av J&N (2004a) sin boligprismodell .....	29
Tabell 5.2: Resultater fra estimeringen av boligprisrelasjonen i J&N (2004a) over et utvidet sample .....	31
Tabell 5.3: Resultater fra reestimeringen av boligprisrelasjonen i KVARTS .....	35
Tabell 5.4: Resultater fra estimering av boligprisrelasjonen i KVARTS over et utvidet sample .....	36
Tabell 6.1: Johansens Trasetest for kointegrasjon.....	41
Tabell 6.2: Test av overidentifiserende restriksjoner på kointegrasjonsvektorene i en kointegrert VAR( $r=2$ ) – basert på resultatene fra tabell 6.1, 1986(2)-2008(4) .....	42
Tabell 6.3: Sammenlikning mellom Jacobsen og Naug (2004a, 2004b) og de nye resultatene for boligpris- og gjeldslikning på lang sikt.....	45
Tabell 6.4: Resultater for korttidsdynamikken, simultanestimering av modell 1 .....	48
Tabell 6.5: Resultater for korttidsdynamikken, simultanestimering av modell 2 .....	51
Tabell E 1: Resultater fra tidligere studier: Boligpris på lang sikt .....	76
Tabell E 2: Resultater fra tidligere studier: Gjeld på lang sikt .....	77
Tabell E 3: Resultater fra tidligere studier: Boligpris på kort sikt.....	78
Tabell E 4: Resultater fra tidligere studier: Gjeld på kort sikt.....	80
Tabell E 5: Tabelloversikt for empiriske studier på boligpriser (Kolonne 1-6 fra tabell 3 i Girouard et al. (2006)).....	82

---

# 1. Innledning

Et av hovedformålene med denne oppgaven er å utvikle en økonometrisk modell som kan benyttes til å analysere og forstå drivkreftene i det norske boligmarkedet. Boligformuen utgjør den desidert største andelen av husholdningenes totale formue. Formuesutviklingen er viktig for makroøkonomiske hovedstørrelser, som privat konsum (Jansen, 2009).

Boligprisutviklingen vil derfor spille en helt sentral rolle i analysen av den norske realøkonomien, og den er også av interesse med tanke på utviklingen i bygg- og anleggssektoren. Et sentralt spørsmål som reises i denne oppgaven er hvorvidt boligprisene lar seg predikere, og hvilke størrelser som påvirker boligprisutviklingen på kort- og lang sikt. Videre undersøkes hypotesen om at det eksisterer et selvforsterkende forhold mellom bolig- og kredittmarkedet.

Dereguleringen av bolig- og kredittmarkedet på midten av 1980-tallet førte til strukturelle endringer i disse markedene. Det virker derfor rimelig at en modell som egner seg til å beskrive boligprisutviklingen før dereguleringen ikke er like aktuell for utviklingen etter, og vice versa. Jeg har, av den grunn, valgt å fokusere på perioden fra første kvartal 1986 til fjerde kvartal 2008. I oppgaven analyseres boligprisene ved hjelp av en økonometrisk likevektsjusteringsmodell, der det tas eksplisitt hensyn til samspillet mellom boligprisene og husholdningenes låneopptak. Alle estimerings- og testresultater er oppnådd ved hjelp av den økonometriske programpakken OxMetrics 5<sup>2</sup>.

Oppgaven er disponert på følgende vis: Kapittel 2 skisserer i grove trekk utviklingen i det norske boligmarkedet siden 1970. Boligprisenenes fundamentale drivere diskuteres i lys av en enkel tilbuds- og etterspørselsmodell for boligmarkedet i kapittel 3. I det samme kapitlet drøftes hvilke faktorer som påvirker gjelden, samt samspillet mellom boligpriser og husholdningenes kredittopptak. Kapittel 4 tar for seg de metodiske verktøyene som anvendes i forbindelse med den økonometriske modelleringen. Kapittel 5 gir en gjennomgang av noen utvalgte empiriske studier om dynamikken i boligmarkedet. Boligprislikningen som presenteres av Jacobsen og Naug (2004a) reestimeres og estimeres over en utvidet

---

<sup>2</sup> For mer informasjon om denne programpakken, se <http://www.oxmetrics.net/>.

---

tidsperiode. Det samme gjelder for modellen som benyttes i Statistisk Sentralbyrå sin makroøkonomiske prognose- og konjunkturmodell KVARTS (Hungnes, 2007). En ny modell for det norske boligmarkedet presenteres i kapittel 6, hvor boligprisene og husholdningenes låneopptak estimeres i et simultant likningssystem. Kapittel 7 konkluderer og tar for seg potensielle utvidelser.

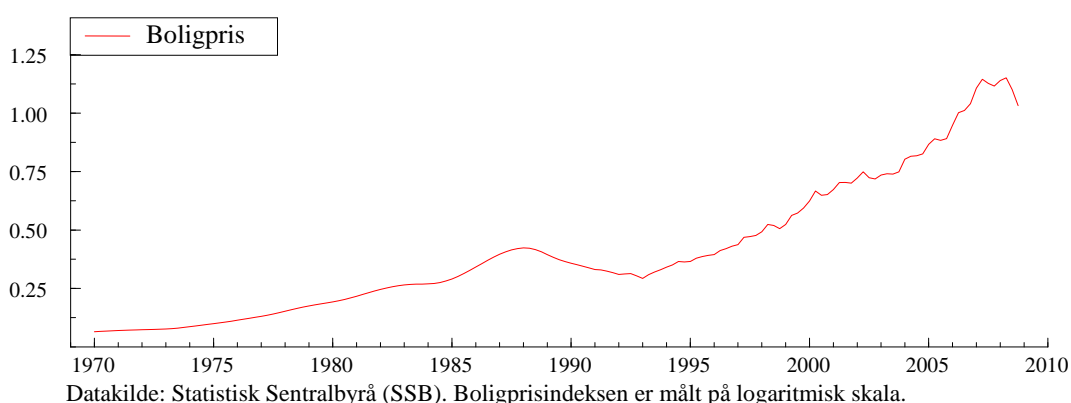
## 2. Boligprisutviklingen i et 40 års perspektiv

Det norske boligmarkedet var preget av stabilitet i perioden fra 1970 frem til midten av 1980-tallet (figur 2.1). Om vi studerer realboligprisen (figur 2.2) observeres mye av den samme trenden, til tross for at boligprisene i reelle termer falt med nærmere 10 prosent fra første kvartal 1982 til tredje kvartal 1984. Realrenten etter skatt (figur 2.3) var negativ fra 1970-1983, med unntak av en liten periode mellom 1978 og 1979. Den negative realrenten var naturligvis med på å stimulere boligprisveksten, men strenge reguleringer av boligmarkedet så vel som kredittmarkedene bidro til at veksten ikke tok helt av.

Liberaliseringen av bolig- og kredittmarkedet, kombinert med lavrentepolitikk og høye oljepriser var med på å lånefinansiere en ”boom” i boligmarkedet på midten av åttitallet. Nominelt sett økte boligprisene med nesten 60 prosent fra 1984 til 1988. Etter dette ble det imidlertid en bråstopp. Mot slutten av åttitallet nådde realrenten rekordnivåer, oljeprisen falt dramatisk og norsk økonomi var på full fart inn i en lavkonjunktur. Dette markerte starten på den første finansielle krisen i Norge siden 1920-tallet. Den påfølgende bankkrisen hadde store ringvirkninger i økonomien - også i boligmarkedet. Fra den foreløpige pristoppen på begynnelsen av 1988 til bunnen i første kvartal 1993, falt realboligprisene med hele 42 prosent. I 1992 ble skattereformen innfasert, og det ble vedtatt at alminnelig inntekt skulle beskattes flatt med 28 prosent. Dette førte til en reduksjon i skattefradraget av lånefinansierte boligkjøp; et tiltak som isolert sett økte realrenten etter skatt og dermed dempet husholdningenes låneetterspørsel.

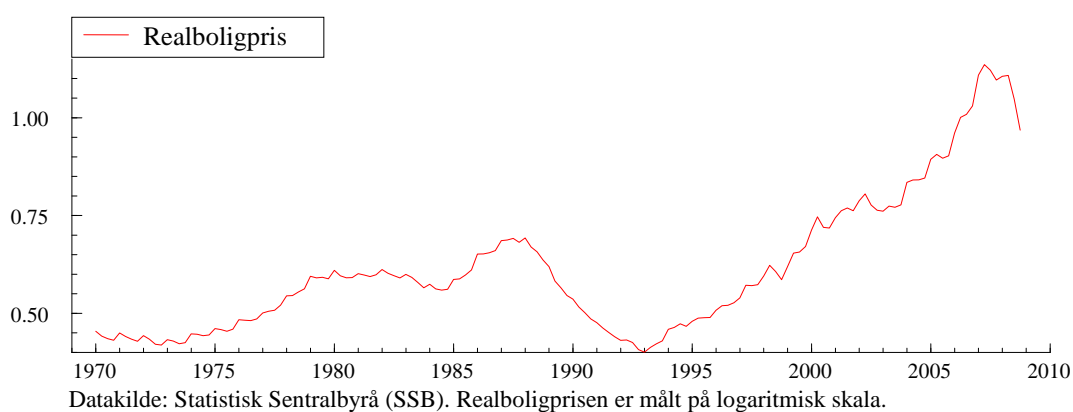
Fra bunnen ble nådd i begynnelsen av 1993, har boligprisene steget mer eller mindre kontinuerlig frem mot finanskrisen på slutten av det forrige tiåret. Unntaket var en liten nedgang mot slutten av 2002, og i begynnelsen av 2003. Dette sammenfalt med en lavkonjunktur i norsk økonomi. Borgersen, Hungnes og Jansen (2009) poengterer at volatiliteten i boligprisene har økt betraktelig etter dereguleringen på 1980-tallet, og at kvartalsveksten har variert mellom et fall på 10 prosent i 1989 til flere oppganger på over 15 prosent i senere tid.

Figur 2.1: Nominell boligpris, 1970(1)-2008(4)



I tidsintervallet fra første kvartal 1993 til andre kvartal 2007 ble de nominelle boligprisene nesten tredoblet, mens realboligprisene økte med 183 prosent. Sist gang man opplevde en vekst i boligmarkedet som er sammenliknbar med oppgangen vi bevitnet de siste 15 årene frem mot finanskrisen var i perioden etter dereguleringen av bolig- og kredittmarkedet på midten av åttitallet. Den gang endte det hele i den største smellen det norske boligmarkedet har vært utsatt for i etterkrigstiden. I likhet med perioden på slutten av 1980-tallet, var det flere forhold som kunne tyde på at man skulle få en nedtur også mot slutten av det forrige tiåret. Jevnt stigende renter frem mot rentenedsettelsen i oktober 2008 dempet låneetterspørselen, og bidro til å redusere aktiviteten i det norske boligmarkedet (Finanstilsynet, 2009). Den store gjeldsbelastningen blant norske husholdninger bidro samtidig til bekymringer om at en mindre gunstig konjunktursituasjon ville by på problemer. Denne uroen gjaldt nok spesielt unge nyetablerte husholdninger, da disse har en høyere gjelds- og rentebelastning enn andre befolkningsgrupper. I tillegg ble det rapportert om en lavere omsetning og et høyere tilbud av brukte boliger utover høsten 2008 (Norges Bank, 2008).

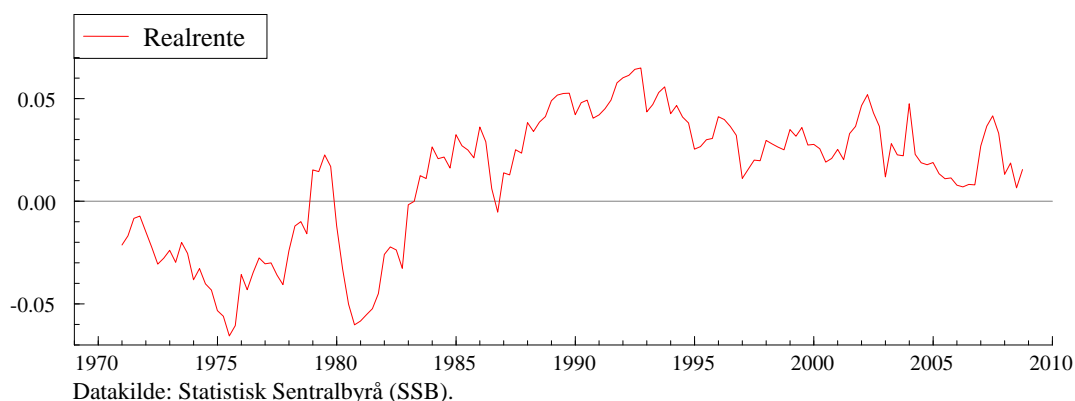
Figur 2.2: Realboligprisen, 1970(1)-2008(4)





Kollapsen til en av USAs aller største investeringsbanker, Lehman Brothers, 15. september 2008 ga økt oppmerksomhet omkring mangelen på balanse i verdens finansmarkeder, og bidro til at bankene ble mer tilbakeholdne i sin utlånspraksis (Finanstilsynet, 2009). Dette var ikke gode nyheter i et allerede fallende boligmarked. Etter at realboligprisen falt med nærmere 12 prosent i kjølvannet av Lehman kollapsen, ser det imidlertid ut til at boligprisene vokser igjen. Fra første kvartal 2009 til første kvartal 2010 steg boligprisene med 10,8 prosent.

*Figur 2.3: Realrenten etter skatt, 1970(1)-2008(4)*



### 3. Teoretisk rammeverk

Det teoretiske rammeverket jeg legger til grunn for å analysere hvilke faktorer som driver boligprisene baseres på en enkel tilbuds- og etterspørselsmodell for boligmarkedet, og er i all hovedsak inspirert av Hendry (1984), Jacobsen og Naug (2004a) og modellen som ligger til grunn for boligblokken i SSB sine makroøkonomiske modeller MODAG og KVARTS, se Boug og Dyvi (2008; s. 191-199).

Det jeg her referer til som "boligmarkedet" er i virkeligheten sammensatt av mange forskjellige delmarkeder. Dette skulle isolert sett tale for at de ulike regionale markedene bør analyseres separat. Regionale data ville gitt et rikere informasjonssett, men begrensninger i datatilgangen (for andre variable enn boligprisene) gjør at jeg isteden bruker en aggregert tilnærming i den empiriske analysen. Teorimodellen tar utgangspunkt i en tilsvarende betraktningssmåte.

Ingen boliger er identiske; de varierer med hensyn til størrelse, type, beliggenhet og kvalitet. Disse forholdene har selvfølgelig betydning for boligens markedsverdi. I den empiriske tilnærmingen benyttes en boligprisindeks som er renset for disse forholdene, ved å være en såkalt hedonisk prisindeks. Indeksen er i grove trekk gjennomsnittlig pris per enhet boligkapital. Den teoretiske fremstillingen tar sikte på å forklare hvilke forhold som påvirker en slik indeks – og da det norske boligmarkedet i sin helhet.

#### 3.1 Boligetterspørselen

Etterspørselen etter boliger kan i all hovedsak dekomponeres til å komme fra individer som ønsker å kjøpe bolig til boformål og individer som investerer i boligmarkedet av rene profittmotiv. De aller fleste boligkjøpene i Norge kan nok sikkert antas å være motivert av den førstnevnte kilden. Dette vil også være hovedutgangspunktet for denne gjennomgangen. Det antas å være et nært forhold mellom betalingsevne og betalingsvilje, slik at en endring i betalingsevnen resulterer i en endring i etterspørselen (Finansdepartementet, 2002).

Etterspørselen etter boliger antas gitt ved følgende likning:

$$H^E = f(PH, Y, r, D, z), \quad \frac{\partial f}{\partial PH} < 0, \frac{\partial f}{\partial Y} > 0, \frac{\partial f}{\partial r} < 0, \frac{\partial f}{\partial D} > 0, \quad (3.1)$$

der  $PH$  er realboligprisen,  $Y$  angir realdisponibel inntekt,  $r$  betegner realrenten etter skatt,  $D$  er realgjelden og  $z$  representerer andre faktorer som påvirker etterspørselen etter boligkapital.

### *Realboligprisen*

En høyere realboligpris innebærer at prisen på boligkapital har økt. I tråd med det som er standard antakelser i mikroøkonomisk teori, vil vi anta at når prisen på et gode (her bolig) stiger, alt annet gitt, vil etterspørselen etter godet falle.

### *Realinntekten*

Dersom vi forutsetter at boligjenester er normale goder, vil en inntektsøkning føre til at vi ønsker mer av disse godene. Dette vil resultere i en økt etterspørsel etter boligkapital, da det å eie mer boligkapital er en måte å oppnå et høyere konsum av boligjenester på. I den økonometriske analysen undersøkes dessuten betydningen av husholdningenes forventninger om fremtidig utvikling i sin egen og i landets økonomi.

### *Realgjelden*

En økning i husholdningenes samlede kredittopptak innebærer at husholdningene – totalt sett – får mer kapital tilgjengelig. Dette styrker deres betalingsevne, og leder således til en høyere etterspørsel etter boligkapital.

### *Realrenten etter skatt*

- En høyere rente bidrar til å øke lånekostnadene for belånte husholdninger og for personer som ønsker å etablere seg i boligmarkedet. De månedlige rentebetalingene for en belånt husholdning stiger, slik at deres betalingsevne reduseres. Samtidig mister trolig flere husholdninger lysten eller muligheten til å ta opp lån til boligformål – spesielt dersom disse husholdningene er kredittrasjonerte.
- Alternativkostnaden ved å investere i boligmarkedet øker når renten stiger. Pengene som er investert i bolig, kunne alternativt vært plassert som rene bankinnskudd. En

høyere rente bidrar derfor isolert sett til en substitusjon bort fra bolig som investeringsobjekt.

- Økt rente kan gjennom intertemporal substitusjon føre til at man ønsker å redusere sitt konsum av alle goder – også bolig – og kan således dempe låneetterspørselen.

### *Andre forhold*

Det er flere faktorer vi kan tenke oss at påvirker etterspørselen etter boliger, men som utelates fra den forenklete teoretiske fremstillingen. Blant disse er:

- Demografiske forhold (størrelsen på husholdninger, befolkningsvekst, urbanisering).
- Forventninger om fremtidig boligprisutvikling.
- Bokostnaden.

Jacobsen og Naug (2004a) finner ikke empirisk støtte for at demografiske forhold har direkte forklaringskraft for boligprisutviklingen i Norge, og deres tolkning er at effekten av demografiske forhold fanges opp i inntektsvariabelen. Forventninger om fremtidig boligprisutvikling drøftes nærmere i omtalen av de empiriske modellene.

Bokostnaden kan tolkes som brukerprisen på boligjenester, og gjenspeiler verdien av de godene eller inntektene en husholdning går glipp av ved å eie egen bolig. I NOU 2002:2 (Finansdepartementet, 2002) er bokostnaden definert på følgende vis:

*Bokostnad = Rentekostnad + Drifts- og vedlikeholdskostnad – Skattefordel av å eie egen bolig – Verdistigning på boligen.*

Spesifikasjonen i (3.1) utelater deler av den faktiske bokostnaden i form av at drifts- og vedlikeholdskostnadene, samt skattefordelen av å eie egen bolig neglisjeres.

Siden boligetterspørselen er en uobservert størrelse kan vi ved å anta at  $f(\cdot)$  er en kontinuerlig funksjon finne et matematisk uttrykk for realboligprisen – som er observerbar – ved å invertere (3.1):

$$PH = g(H^E, Y, r, D, z) = f^{-1}(H^E, Y, r, D, z), \frac{\partial g}{\partial H^E} < 0, \frac{\partial g}{\partial Y} > 0, \frac{\partial g}{\partial r} < 0, \frac{\partial g}{\partial D} > 0 \quad (3.1')$$

## 3.2 Tilbudet av boligkapital

I analysen av tilbudssiden er det viktig å skille mellom kort og lang sikt. Det finnes flere gode grunner til å anta at boligmassen på kort sikt er en gitt størrelse. Normalt tar det lang tid fra et boligprosjekt er påbegynt til boligen står ferdigstilt. Oppbygging av tilstrekkelig kapasitet i form av arbeidskraft, utstyr, maskiner og byggetillatelse er en tidkrevende prosess. Kommunale reguleringer og utbygging av nødvendig infrastruktur er andre faktorer som bidrar til å sinke byggeprosessen (Finansdepartementet, 2002). Røed Larsen og Sommervold (2004) kan rapportere at et stort selskap som OBOS ofte opererer med tidsrammer på 10-15 år på sine boligbyggingsprosjekter. Videre slås det fast i NOU 2002:2 (Finansdepartementet, 2002) at *"I Norge utgjør nybyggingen per år anslagsvis én prosent av den samlede boligmassen"*. Tidsperiodene som betraktes i denne oppgaven er korte (kvartaler), slik at strømmen inn (boliginvesteringene) ikke vil påvirke boligkapitalbeholdningen merkbart.

Likevel er det rimelig å anta at det eksisterer en viss tilbudssideeffekt på kort sikt, reflektert ved igangsettingen av nye boliger. Høy eller lav igangsetting kan i tillegg tenkes å ha en innvirkning på forventningene om fremtidig prisutvikling, og dermed etterspørselen i dag. Dette er en faktor vi ser bort fra i denne analysen.

Boligtilbudet antas gitt ved en vanlig "law of motion of capital" likning:

$$H^T = (1 - \delta)H_{-1}^T + BI, \quad (3.2)$$

hvor  $H^T$  er det samlede boligtilbudet,  $\delta$  er depresieringsraten på boligkapital og  $BI$  betegner boliginvesteringer.

I MODAG og KVARTS (Dyvi og Boug, 2008; s. 191-199) behandles investeringene som et vektet snitt av igangsettingen de fire nærmeste tidsperiodene (her kvartaler):

$$BI = \beta_1 I + \beta_2 I_{-1} + \beta_3 I_{-2} + \beta_4 I_{-3}, \text{ hvor } \sum_{i=1}^4 \beta_i = 1, \quad (3.3)$$

der  $I$  representerer igangsettingen av nye boliger. Det er rimelig å anta at økte priser stimulerer igangsettingen av nye boligprosjekter, da en høyere boligpris gjør

boliginvesteringer mer lønnsomme. Likeledes ventes igangsettingen å falle når kostnadene knyttet til investeringer stiger. Igangsettingen kan dermed uttrykkes ved følgende funksjon:

$$I = h(PH, BK, TK); \frac{\partial h}{\partial PH} > 0, \frac{\partial h}{\partial BK} < 0, \frac{\partial h}{\partial TK} < 0, \quad (3.4)$$

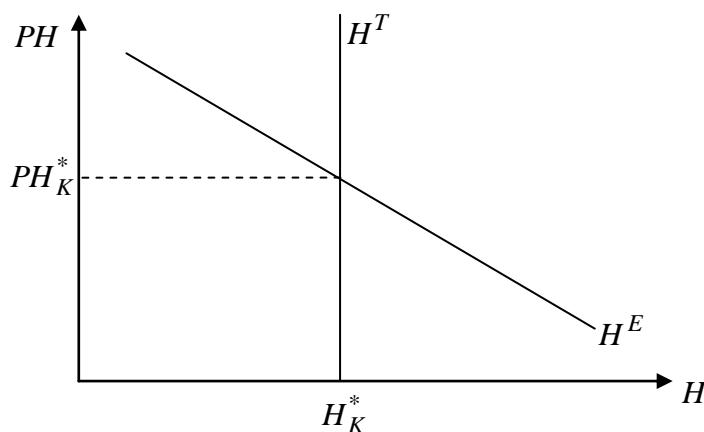
hvor  $BK$  er byggekostnadene og  $TK$  betegner tomtekostnadene.

### 3.3 Boligmarkedet på kort og på lang sikt

På kort sikt forutsettes som sagt boligmassen å være en gitt størrelse, siden dette er en stor beholdning og boliginvesteringer er en strøm. Dette er ivaretatt i likning (3.2), hvor det fremkommer at endringer i boligmassen på kort sikt er gitt ved summen av boliginvesteringene og depresierte boligkapital. Depresieringsraten er lav, og vi har allerede argumentert for at strømmen av nye investeringer er neglisjerbar på kort sikt. Gitt tilbud er av den grunn en brukbar approksimasjon. I figur 3.1 illustreres dette ved en uelastisk tilbudskurve.

Funksjonen i (3.1') representerer etterspørselskurven både på kort og på lang sikt. På kort sikt er likevektspris og kvantum gitt ved  $(H_K^*, PH_K^*)$ . Fluktuasjoner i boligprisen er derfor drevet av etterspørselsforhold på kort sikt. En endring i en av etterspørselskomponentene, fører til et skift i etterspørselskurven for en gitt boligmasse. En inntektsøkning, vil for eksempel skifte etterspørselskurven oppover og boligprisene vil stige.

Figur 3.1: Boligmarkedet på kort sikt



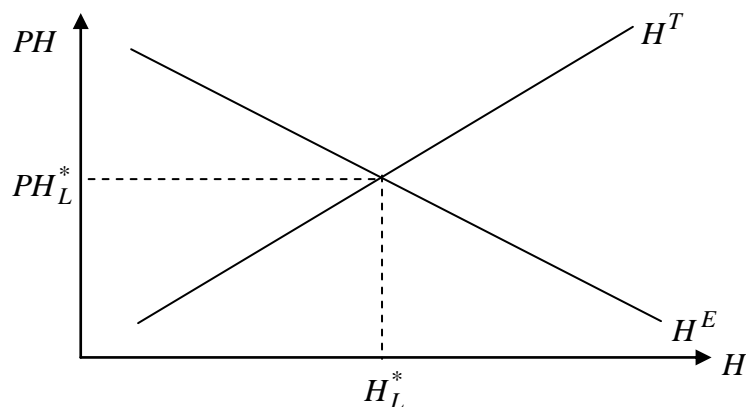
Til tross for at boligmassen på kort sikt kan antas uendret, vil naturligvis en økning i investeringene gjenspeiles i en høyere boligmasse over tid. På lang sikt er derfor ikke antakelsen om en gitt boligmasse lenger holdbar.

Anta for enkelhetsskyld at  $\beta_I = 1$ . Ved å kombinere likning (3.2) - (3.4) og samtidig forutsette at boligmassen når et konstant nivå på lang sikt, finner vi at boligtilbudet er en stigende funksjon av prisen på boliger:

$$H^T = \frac{h(PH, BK, TK)}{\delta} \quad (3.5)$$

Dette er intuitivt rimelig, da en høyere boligpris, *ceteris paribus*, øker lønnsomheten av boliginvesteringer. Høyere investeringer vil i sin tur manifesteres i en økt boligmasse - altså et høyere tilbud av boliger. Likning (3.1') og (3.5) gir den langsiktige "steady state" likevekten,  $(H_L^*, PH_L^*)$ , som illustrert i figur 3.2.

Figur 3.2: Boligmarkedet på lang sikt



Logisk sett kunne vi benyttet oss av denne informasjonen i den empiriske analysen ved å estimere en redusert form likning for realboligprisen. Denne redusert form likningen er implisitt definert av uttrykket hvor variabelen for boligmassen i likning (3.1') erstattes med uttrykket i (3.5):

$$PH = g\left(\frac{h(PH, BK, TK)}{\delta}, Y, r, D, z\right)$$

Vi kunne eventuelt betraktet et system der boligmassen og boligprisene estimeres simultant. I denne oppgaven følger vi Hendry (1984) og ser bort fra modelleringen av tilbudssiden – altså

antas endringer i tilbudet av boligkapital eksogent gitt. Likningen som betraktes i den empiriske analysen er en semilogaritmisk transformasjon av likning (3.1’):

$$\ln PH = \beta_1 \ln H + \beta_2 \ln Y + \beta_3 r + \beta_4 \ln D + \beta_5 \ln z \quad (3.6)$$

### 3.4 Hvilke faktorer påvirker realgjelden?

Flesteparten av boligkjøpene i Norge er lånefinansierte, og boliglån utgjør hele 90 prosent av husholdningenes samlede gjeld (Borgersen og Hungnes, 2009). Både førstegangskjøpere og husholdninger som ønsker å oppgradere sin status i boligmarkedet, er i de aller fleste tilfeller avhengig av tilgang på kreditt (Jacobsen og Naug, 2004b). Nedenfor drøftes kort hvilke faktorer som er avgjørende for husholdningenes samlede gjeld.

#### *Realrenten*

Renten er prisen på lån. I avsnitt 3.1 argumenterte vi for at en høyere rente gjør det dyrere å ta opp lån, samtidig som eksisterende lån får en høyere kostnad. På grunnlag av dette er det naturlig å anta en negativ sammenheng mellom rentenivå og husholdningenes låneopptak.

#### *Boligmassen og realboligprisen*

Produktet av boligprisen og boligmassen kan betraktes som boligkapitalens markedsverdi. Størsteparten av lånene i Norge er sikret med pant i egen bolig, hvilket innebærer at pantverdien øker når enten boligprisen eller boligmassen øker. En høyere pantverdi kan føre til at bankene øker sine utlån for gitt utlånspolitikk. Dette resulterer i at tilbudet av kreditt til husholdningene stiger.

#### *Omsetningen*

En førstegangskjøper, vil i de fleste tilfeller lånefinansiere store deler av boligkjøpet. Dersom vedkommende kjøper en ny bolig, vil det være nær et én-til-én forhold mellom boligens pris og låneopptaket. Hvis førstegangsetablereren går inn i bruktboligmarkedet er det fremdeles god grunn til å tro at den samlede gjelden for husholdningssektoren øker. Mesteparten av boligkjøpet er finansiert ved lån, mens den selgende parten antakeligvis har nedbetalt deler



av sitt boliglån. Salg av brukte boliger til nyetablerte husholdninger ventes således å føre til en nettoøkning i den samlede gjelden.

I tilfellet der kun brukte boliger omsettes mellom allerede etablerte husholdninger, er effekten på låneopptaket mer tvetydig. Det er likevel rimelig å anta at det samlede kredittopptaket stiger når boligomsetningen tiltar. Høyere boligpris bidrar til å forsterke denne effekten, ved at kjøperne må øke sitt kredittopptak for å finansiere boligkjøpet. Samtidig øker gevinsten til selgeren, uten at dette vil ha noen effekt på vedkommendes låneopptak – og derfor heller ikke den totale gjelden.

### *Realinntekten*

En økning i det generelle inntektsnivået i økonomien innebærer at husholdningene – samlet sett – i større grad er i stand til å håndtere et høyere låneopptak. Det er likevel ikke utenkelig fra et teoretisk ståsted at et fall i inntekten slår ut i et økt låneopptak. Dersom permanent inntektshypotesen holder, vil det være logisk å anta at husholdninger som i en periode opplever at inntekten er lavere enn hva den forventes å være ved senere anledninger ønsker å øke sitt kredittopptak for å sikre seg et jevnt forbruk over tid. Hvorvidt bankene godtar dette er et annet spørsmål, og det forventes en positiv sammenheng mellom inntekt og gjeld.

Likning (3.7) oppsummerer diskusjonen ovenfor:

$$D = i(Y, PH, H, r, Omsetning); \frac{\partial i}{\partial Y} > 0, \frac{\partial i}{\partial PH} > 0, \frac{\partial i}{\partial H} > 0, \frac{\partial i}{\partial r} < 0, \frac{\partial i}{\partial Omsetning} > 0 \quad (3.7)$$

En semilogaritmisk funksjonsform antas også for dette uttrykket i den empiriske analysen:

$$\ln D = \gamma_1 \ln Y + \gamma_2 \ln PH + \gamma_3 \ln H + \gamma_4 r + \gamma_5 \ln Omsetning \quad (3.8)$$

---

### 3.5 Samspillet mellom bolig- og kredittmarkedet: Endogene lånebetingelser og selvforsterkende effekter

I tråd med diskusjonen i seksjon 3.3 ventes en økning i tilgangen på kreditt å føre til en høyere etterspørsel etter boligkapital. Dette resulterer i et press oppover på boligprisene. Høyere boligpriser innebærer at husholdningenes pantegrunnlag stiger, noe som igjen kan bidra til at kreditttilgangen og husholdningenes låneopptak øker. I Bernanke og Gertler (1989) og Kyotaki og Moore (1997) drøftes effektene av såkalte endogene lånebetingelser. Oversatt til boligmarkedet kan deres teorier tolkes som at bankene blir mer villige til å øke sine utlån når verdien på husholdningenes pantsikkerhet øker. Noe forenklet kan bankenes utlånstilbøyelighet formuleres på følgende måte:

$$D \leq PH * H,$$

hvor det antas at bankene aldri vil være villige til å låne ut mer enn markedsverdien av boligkapitalen. Dersom en av variablene på høyre side av ulikheten øker, innebærer det at markedsverdien på boligkapitalen stiger, slik at husholdningenes pantsikkerhet går opp. Bankene kan i et slikt tilfelle være mer tilbøyelige til å øke sitt utlånsvolum, dersom forholdene ellers ligger til rette for det. Ovenfor har jeg allerede argumentert for at markedsprisen på bolig avhenger av tilgangen på kreditt, og endogen kredittrasjonering kan således bidra til at oppgang og nedgang i bolig- og kredittmarkedet forsterkes av hverandre, se Borgersen og Greibrokk (2005) og Borgersen og Hungnes (2009) for en mer utførlig diskusjon. Denne muligheten vil tas hensyn til i utformingen av den økonometriske modellen i kapittel 6.

## 4. Grunnleggende begreper i tidsserieøkonometri

Dette kapitlet tar sikte på å redegjøre for de viktigste metodene og begrepene som benyttes i forbindelse med den økonometriske modelleringen i kapittel 5 og 6.

Anta at vi starter med følgende lineære modellspesifikasjon:

$$Y_t = \beta X_t + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

Dersom variabelen vi ønsker å forklare,  $Y_t$ , innehar de samme egenskapene som variabelen vi bruker til å forklare den med,  $X_t$ , sies modellen å være balansert. Det er en nær sammenheng mellom en balansert modell og stasjonaritetsegenskapene til variablene som inngår i modellen. En balansert modell er en nødvendig forutsetning for at resultatene vi oppnår ved å anvende minstekvadraters metode (MKM) skal gi en meningsfull tolkning, se for eksempel Granger (1990).

En tidsserie,  $X_t$ , sies å være stasjonær dersom<sup>3</sup>:

1.  $E(X_t) = \mu \quad \forall t$
2.  $COV(X_t, X_{t-j}) = E(X_t - \mu)(X_{t-j} - \mu) = \gamma_j \quad \forall t, j$

Med andre ord sies en variabel å være stasjonær dersom dens forventning og varians er konstant over tid, og kovariansen kun avhenger av avstanden i tid mellom to observasjoner. En stasjonær tidsserie er kjennetegnet ved at den fluktuerer omkring sitt gjennomsnitt.

For tidsseriedata er antakelsen om stasjonaritet ofte vanskelig å godta. Serier for inntekt og boligpris (se appendiks B) synes for eksempel å inneha klare trender og tyder på at sjokk er permanente, ikke bare midlertidige. Slike serier betegnes som ikke-stasjonære. En variabel som etter å ha blitt differensiert én gang blir stasjonær, sies å ha én enhetsrot eller å være integrerbar av første orden. En slik variabel betegnes gjerne som en  $I(1)$  variabel. Generelt

---

<sup>3</sup> Se Patterson (2000; kapittel 3) og Lütkepohl og Krätzig (2004; kapittel 2).

---

kalles en variabel som må differensieres  $d$  ganger for å bli stasjonær for en  $I(d)$  variabel, eller en variabel med  $d$  enhetsrøtter, hvor  $d \geq 0$ . En serie som er stasjonær uten å bli differensiert, sies å være en  $I(0)$  serie.

Gitt at  $X_t$  og  $Y_t$  i likning (4.1) begge er  $I(0)$ , vil modellen være balansert. En lineær kombinasjon av to stasjonære variable er selv stasjonær, hvilket innebærer at restleddet i (4.1) er  $I(0)$  når både  $X_t$  og  $Y_t$  er  $I(0)$ . Stasjonære residualer er en nødvendig forutsetning for at MKM skal kunne produsere estimatorer som har BLUE<sup>4</sup> egenskapene.

I tilfellet hvor  $X_t$  og  $Y_t$  er integrerte av første orden, vil spesifikasjonen i (4.1) fremdeles representere en balansert modell. Til tross for dette, vil estimering av  $Y_t$  på  $X_t$  i denne situasjonen kunne lede oss til å konkludere med at det eksisterer en kausal sammenheng når det egentlig ikke gjør det, en såkalt spuriøs regresjon (Granger og Newbold, 1974). Dette følger av at restleddet i (4.1) trolig er  $I(1)$  når både  $X_t$  og  $Y_t$  er  $I(1)$ , da en lineær kombinasjon av et sett med ikke-stasjonære variable oftest er  $I(1)$ . Med ikke-stasjonære restledd vil ikke MKM estimatorene lenger være BLUE.

## 4.1 Kointegrasjon

Dersom to  $I(1)$  tidsserier inneholder en felles stokastisk trend, vil denne felles trendkomponenten kunne sørge for at seriene aldri trekkes veldig langt fra hverandre. En lineær kombinasjon av to  $I(1)$  serier med en felles stokastisk trend kan være stasjonær. De to variablene sies i så tilfelle å være kointegrerte, og vanlige regresjonsmetoder vil igjen være gyldige.

---

<sup>4</sup> BLUE = Best Linear Unbiased Estimator.

---

*Definisjon 4.1<sup>5</sup>:*

Betrakt en  $k$  vektor  $\mathbf{x}_t$  bestående av  $k$  ulike  $I(1)$  tidsserier. Dersom det eksisterer en annen  $k$  vektor,  $\boldsymbol{\beta}$ , slik at  $\boldsymbol{\beta}'\mathbf{x}_t \sim I(0)$ , sies de  $k$  tidsseriene å være kointegrerte og  $\boldsymbol{\beta}$  betegnes som kointegrasjonsvektoren. Det kan eksistere flere  $\boldsymbol{\beta}$  vektorer som oppfyller denne egenskapen. I tilfellet hvor det eksisterer  $s$  slike  $\boldsymbol{\beta}$  vektorer, sier vi at kointegrasjonsrangen er  $s$ . Det eksisterer da med andre ord  $s$  ulike lineære kombinasjoner mellom variablene som inngår i  $\mathbf{x}_t$  som er stasjonære.

Generelt skrives  $CI(d,b)$ , om et sett av variable som er integrerte av orden  $d$  med kointegrasjonsorden  $b$ . Et sett av  $I(2)$  variable som reduseres til  $I(1)$ , betegnes derfor som  $CI(2,1)$ . Om de kan reduseres til stasjonaritet er notasjonen  $CI(2,2)$ .

## 4.2 Testing av enhetsrøtter: Augmented Dickey-Fuller (ADF) test

For å unngå spuriøse regresjoner er det viktig å ha et statistisk rammeverk for å formelt undersøke en variabels stasjonaritetsegenskaper. Testene jeg vil benytte for dette formålet, stammer fra Fuller (1976) og Dickey og Fuller (1979).

Betrakt en tidsserie som følger en autoregressiv prosess av orden  $p$  ( $AR(p)$ )<sup>6</sup>.

$$Y_t = \mu + \beta t + \sum_{i=1}^p \gamma_i Y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (4.2)$$

der  $\mu$  er en drift og  $t$  betegner en lineær trend.

---

<sup>5</sup> Se for eksempel Davidson (2000, kapittel 15).

<sup>6</sup> For å avgjøre antall lags som bør inngå i  $AR$ -prosessen når det testes for stasjonaritet, bør blant annet restleddenes egenskaper undersøkes. Om det finnes statistisk evidens for autokorrelasjon, vil en god strategi være å øke ordenen i  $AR$ -prosessen inntil restleddene er White Noise. Videre er det vanlig å benytte enten Akaike informasjonskriterium eller Schwarz kriterium (også kjent som Bayes informasjonskriterium) for å finne den passende laglengden, som samtidig er konsistent med ingen autokorrelasjon. For nærmere forklaring av de to kriteriene, se blant annet Lütkepohl og Krätzig (2004, kapittel 2) og Kennedy (2003, kapittel 6).

En enkel omskrivning av (4.2) gir oss:

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t, \text{ hvor } \gamma = \sum_{i=1}^p \gamma_i - 1 \text{ og } \alpha_j = - \sum_{k=j+1}^p \gamma_k \quad (4.2')$$

Integrasjonsorden til  $Y_t$  testes på følgende vis<sup>7</sup>:

$$H_0 : \gamma = 0, H_A : \gamma < 0$$

Ved testing av disse hypotesene må man ta inn over seg at under nullhypotesen om ikke-stasjonaritet, vil koeffisienten ha en ikke-standard fordeling (Lütkepohl og Krätzig, 2004; kapittel 2). De vanlige t-observatorene kan fremdeles brukes, men de kritiske verdiene må hentes fra den såkalte Dickey-Fuller fordelingen, og de vil avhenge av hvorvidt en trend inkluderes eller ikke. Forkastning av nullhypotesen leder oss til å konkludere at variabelen  $Y_t$  er stasjonær. Dersom nullhypotesen ikke forkastes, betyr det at  $Y_t$  minst er integrert av første orden. I så tilfelle differensieres serien en gang til, og integrasjonsordenen til  $\Delta Y_t$  testes. Om nullhypotesen nå forkastes, konkluderer vi at  $\Delta Y_t$  er stasjonær, hvilket i sin tur impliserer at  $Y_t$  er integrert av første orden.

### 4.3 Likevektsjusteringsmodeller

I tidsserieanalyse benyttes ofte såkalte likevektsjusteringsmodeller ("equilibrium correction models", ECM). Disse modellene åpner muligheten for å formulere en dynamisk modellrepresentasjon, som i tillegg til å ta hensyn til korttidsdynamikken, modellerer betydningen av eventuelle avvik fra en langsiktig likevektsammenheng. En av fordelene med en slik tilnærming er at vi kan inkludere variable som antas å påvirke den endogene variabelen både på kort og på lang sikt. I tillegg kan effekten av eksogene sjokk analyseres over ulike tidsperioder.

---

<sup>7</sup> Se Lütkepohl og Krätzig (2004, kapittel 2) for mer detaljer om ADF-tester.

Anta at vi starter med en "Autoregressive Distributed Lag" modell av første orden (ADL(1)):

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 x_{t-1} + \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (4.3)$$

hvor  $x_t$  er en vektor bestående av eksogene variable.

Ved hjelp av noen enkle omskrivninger kan (4.3) uttrykkes som:

$$\Delta y_t = \beta_0 - (1 - \alpha)k + \beta_1 \Delta x_t - (1 - \alpha)(y - y^*)_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (4.3')$$

der  $y^* = k + \gamma x$  angir likevektsverdien – eller den langsiktige verdien – til den endogene variabelen,  $y$ , og  $\gamma = \frac{\beta_1 + \beta_2}{1 - \alpha}$  er langtidskoeffisientene til variablene i  $x$ .

Modellen gitt ved (4.3') kalles en likevektsjusteringsmodell, hvor endringer i den endogene variabelen,  $\Delta y_t$ , kan forklares av to komponenter:

- Endringer i de eksogene variablene som inngår i vektoren  $\Delta x_t$ .
- Korrigering av forrige periodes avvik fra den langsiktige likevektsammenhengen gitt ved  $(y - y^*)_{t-1}$ .

Elementene i  $\beta_1$  vektoren angir de kortsiktige effektene på den endogene variabelen,  $y$ , av endringer i variablene inkludert i vektoren  $x$ . De ulike elementene i  $\gamma$  representerer langtidseffektene av endringer i variablene i  $x$ .  $(1 - \alpha)$  kalles likevektsjusteringskoeffisienten og sier at dersom  $y$  avvek fra sin fundamentalverdi med én prosent i forrige periode, vil korreksjonen i inneværende periode være gitt ved  $(1 - \alpha)$  prosent. Estimering på kvartalsvise data, impliserer at det vil ta omtrent  $\frac{1}{1 - \alpha}$  kvartaler å korrigere inn et avvik fra likevekt på én prosent.

I den økonometriske analysen ønsker jeg å studere hvilke forhold som påvirker realboligprisveksten på kort og på lang sikt. Realboligprisen kan tolkes om en I(1) variabel,

hvilket impliserer at veksten i realboligprisen er stasjonær<sup>8</sup>. I korttidsdynamikken vil andre  $I(0)$  variable inngå, mens på lang sikt inkluderes nivåvariable, som er  $I(1)$ . For at likningen skal være balansert, må vi derfor påvise at langtidssammenhengen er stasjonær. De ikke-stasjonære variablene må derfor kointegrere.

Dette er i overensstemmelse med Grangers representasjonsteorem, Engle og Granger (1987), som sier at det er en én-til-én korrespondanse mellom kointegrasjon mellom ikke-stasjonære variable og eksistensen av en (eller flere) likevektskorreksjonsrelasjon(er) mellom variablene.

## 4.4 Estimering av likevektsjusteringsmodeller

*Ett-steps-metoden:*

I dette tilfellet estimeres modellen gitt ved likning (4.3') ved MKM, og vi tester

$H_0 : \chi = (1 - \alpha) = 0$  mot  $H_A : \chi < 0$ . Igjen bør det merkes at fordelingen er ikke-standard, og at vanlige kritiske verdier fra t-fordelingen ikke kan benyttes, se Patterson (2000, kapittel 8). Dersom nullhypotesen forkastes, konkluderer vi at det finnes en likevektsjusteringsmekanisme, og at variablene i langtidssammenhengen kointegrerer. Evidens i retning  $\chi \neq 0$  impliserer jo at det eksisterer en justeringsmekanisme, og fra Grangers representasjonsteorem (Engle og Granger, 1987) vet vi da at det også eksisterer en kointegrasjonssammenheng. Merk at vi må ha  $|\alpha| < 1$  for å sikre stabilitet.

*To-steps-metoden:*

(1) Estimer langtidssammenhengen  $y^* = k + \gamma \mathbf{x} + u = k + \frac{(\beta_1 + \beta_2)}{1 - \alpha} \mathbf{x} + u$ , hvor  $u \sim WN$ .

(2) Estimer deretter  $\Delta y_t = \beta_0 + (1 - \alpha)k + \beta_1 \Delta \mathbf{x}_t - (1 - \alpha)(y - (\hat{\gamma} \mathbf{x} + \hat{k}))_{t-1} + \varepsilon_t$ , hvor den estimerte langtidssammenhengen fra steg (1) pålegges.

---

<sup>8</sup> Se Appendiks B.



---

Estimering av relasjonen gitt i (2), betinger at kointegrasjon mellom  $y$  variabelen og variablene som inngår i  $\mathbf{x}$  vektoren er påvist. Kointegrasjon testes ved å undersøke hvorvidt residualene fra regresjonen i steg (1) er  $I(0)$ . Dette kan testes ved hjelp av ADF-tester.

*Johansen-metoden:*

I en multivariat modell er det mulig at det eksisterer flere kointegrasjonsvektorer, og Johansen-prosedyren<sup>9</sup> vil da være den mest passende metoden for å identifisere disse relasjonene. I de to metodene skissert ovenfor, er det nemlig implisitt antatt at det kun eksisterer en kointegrerende relasjon – uavhengig av antall variable som inngår i modellen – og at det er venstresidevariabelen som likevektskorrigerer. Grangers representasjonsteorem sier imidlertid ikke noe om *'hvilken eller hvilke variable som likevektskorrigerer'* (Jansen, 2009). Johansen-metoden kan benyttes til å avgjøre nettopp dette.

Senere i oppgaven testes det for kointegrasjon ved hjelp av Johansen-prosedyren. Følgende testoppskrift vil da benyttes:

1. Formuler en VAR-modell som inneholder de endogene, eksogene og deterministiske variablene som anses for å være relevante for analysen. En trendvariabel vil alltid inkluderes i den initiale spesifikasjonen.
2. Undersøk hvorvidt modellen er velspesifisert, derunder at det ikke eksisterer autokorrelasjon eller heteroskedasitet, samt at restleddene er normalfordelte.
3. Gitt at modellen er velspesifisert, test ved hjelp av en trasetest, hvor mange kointegrerende sammenhenger mellom de endogene og de eksogene variablene det er støtte for.
4. Om kointegrasjon påvises, pålegg modellen identifiserende restriksjoner og rapporter den tilhørende log-likelihood verdien.
5. Test om det finnes støtte for å droppe den inkluderte trendvariabelen. Dette testes ved hjelp av likelihood ratio tester.

---

<sup>9</sup> For mer om Johansen-prosedyren, se Appendiks C.

---

6. Undersøk hvorvidt eventuelle insignifikante variable kan utelates fra modellen (koeffisientestimatenes  $t$ -verdier vil ligge til grunn for hvilke variable vi vil teste om kan utelates). Gyldigheten av restriksjonene testes formelt ved hjelp av likelihood ratio tester. Her foretas også en partiell test av overgangen fra modell  $i$  til modell  $i + 1$ .

7. Når en forenklet og identifisert modell er funnet, undersøk om det finnes støtte for at noen av de endogene variablene i VAR-modellen er svakt eksogene med hensyn på systemet. Dette vil også testes formelt.

Etter å ha testet for kointegrasjon formuleres en likevektsjusteringsmodell, hvor resultatene fra Johansen-analysen pålegges. Her ser vi altså likheten mellom denne strategien og to-steps-metoden; først identifiseres langtidssammenhengen og deretter formuleres likevektsjusteringsmodellen.

## 5. Litteraturgjennomgang og reestimering av to eksisterende modeller for boligprisene i Norge

I dette kapitlet gir jeg først et oversyn over den internasjonale litteraturen om empirisk modellering av boligpriser med tidsrekke-data. Hensikten er å gi en forholdsvis fyldig og representativ oversikt, selv om jeg ikke gjør krav på å være uttømmende. I den andre delen av kapitlet, (5.2), fremstilles en detaljert gjennomgang av to studier av norske boligpriser. Replikasjonen av resultatene i disse studiene utgjør et viktig bakteppe for min egen modellering i de følgende kapitlene.

### 5.1 Litteraturgjennomgang

Hendry (1984) estimerer en invertert etterspørselsfunksjon på britiske kvartalsdata fra 1959 til 1982, og inkluderer blant annet lagget boligprisvekst med en kubisk term for å fange opp spekulativ atferd i boligmarkedet. Siden utgivelsen av Hendry (1984), har det blitt publisert en rekke makroøkonometriske studier som forsøker å redegjøre for hvilke faktorer som er av betydning for å forstå boligprisenes utvikling.

Når det gjelder boligprislikningen som lå til grunn i Norges Banks tidligere makroøkonometriske modell, RIMINI, dokumenterer Eitrheim (1993, 1994, 1995) at de viktigste forklaringsfaktorene for boligprisen på lang sikt er disponibel inntekt, realverdi av brutto lånegjeld og boligkapitalvolumet. I korttidsdynamikken inkluderes KPI, inntekt, realverdi av brutto lånegjeld, utlånsrente, kapitalskatt, inflasjon og ledighet. Anundsen (2009) viser at denne modellen blir ustabil og mister forklaringskraft når estimeringsperioden utvides fra 1983-1993 til 1983-2008.

Muellbauer og Murphy (1997) finner for årlige britiske data som strekker seg fra 1957 til 1994 at realrenten og forventet inntektsvekst har hatt en større betydning for boligprisveksten i perioden etter dereguleringen på 1980-tallet, enn i tiden før. Videre viser de at andelen av befolkningen i "the prime group" (24-29 år) har stor innvirkning på boligprisene. I likhet med Hendry (1984) inkluderer Muellbauer og Murphy (1997) en kubisk variabel i sin

---

modellspesifikasjon. Denne variabelen fanger opp ikke-lineariteter i modellen og sørger for at modellens standardfeil mer enn halveres.

Pain og Westaway (1997) finner et teoretisk uttrykk for den langsiktige etterspørselen etter boligkapital i et mikro til makro rammeverk. Boligetterspørselen utledes fra den intratemporale optimalitetsbetingelsen mellom boligkonsum og konsum av andre forbruks-goder. Videre estimeres en invertert etterspørselsfunksjon på kvartalsvise britiske data fra 1968 til 1990, hvor det noe ukonvensjonelt betinges på konsum av andre goder enn bolig istedenfor å betinge på disponibel inntekt.

Ved å ta i bruk et sampel bestående av årlige britiske data som strekker seg fra 1939 til 1994 konstaterer Holly and Jones (1997) at realinntekten er den viktigste forklaringsvariabelen for boligprisene. Artikkelforfatterne fremlegger i tillegg evidens for at store demografiske endringer har ledet til ulikevekt i det britiske boligmarkedet. Det viser seg at likevektsjusteringen skjer raskere dersom boligprisene er over sin fundamentalverdi enn under. I tråd med dette slår Hall, Psaradakis og Sola (1997) fast at sannsynligheten for at en boble sprekker øker med graden av ulikevekt i boligmarkedet. Dette viser de ved å modellere en regimeavhengig likevektsjusteringskoeffisient på britiske kvartalsdata fra 1966 til 1995.

Malpezzi (1999) estimerer en likevektsjusteringsmodell for amerikanske byer over perioden 1979-1996 og konkluderer at de viktigste forklaringsfaktorene er inntekt, utlånsrenter og befolkningsvekst. I tillegg viser Malpezzi (1999) at strengere regulering er assosiert med en tregere likevektstilpassning.

Abelson, Joyeux, Milunovich og Chung (2005) studerer hvilke forhold som driver boligprisene i Australia. Deres datasett består av kvartalsdata over perioden 1970-2003. Realboligprisene vises å kointegrere med realdisponibel inntekt, ledighetsraten, reelle utlånsrenter, aksjepriser, KPI og boligmassen. Det konstateres i tillegg at boligprisene korrigerer omtrent 30 prosent raskere mot likevekt når boligprisene er mer enn 2 prosent over sin fundamentalverdi enn ellers. Forskjellene er dog ikke signifikante.

Duca, Muellbauer og Murphy (2009) estimerer en invertert etterspørselsfunksjon på amerikanske kvartalsdata fra 1980 til 2007, både med og uten et mål for kredittilgangen til førstegangskjøpere. Kredittilgangen er målt ved gjeldsgraden. Koeffisientestimatene er funnet til å være tolkningsmessig rimeligere når gjeldsgraden inkluderes. Modeller som

---

inkluderer gjeldsgraden har i tillegg bedre føyning enn modeller som utelater denne variabelen.

Ved hjelp av tidsserier og paneldata for tidsintervallet 1985 til 2001 undersøker Hofmann (2003) det dynamiske forholdet mellom boligpriser og gjeld i 20 land. Han estimerer realboligpriser og realgjeld ved trestegs minstekvadraters metode (3SMKM). Det slås fast at resultatene indikerer at kausaliteten på lang sikt går fra boligpriser til gjeld og ikke motsatt. På kort sikt argumenterer han derimot for at kausaliteten går begge veier.

I en studie av forholdet mellom bolig- og kredittmarkedet i Spania i perioden 1984 til 2004 fastslår Gimeno og Martinez-Carrascal (2006) at realboligprisene kointegrerer med realgjeld per husholdning og realdisponibel inntekt per husholdning. Realgjeld per husholdning er funnet å kointegrere med realboligprisene, realinntekt per husholdning og nominelle renter. For å vise dette benytter de seg av Johansen-metoden. Nominelle renter er benyttet fordi artikkelforfatterne argumenterer for at det er det nominelle rentenivået som er av betydning i økonomier med finansielle friksjoner. I tillegg viser de til at inklusjon av realrenter har skapt problemer i liknende empiriske studier. Videre finner de at dersom gjelden er over sin likevektsverdi, korrigerer både boligprisene og gjelden nedover. Derimot korrigerer kun boligprisene når disse er over sin likevektsverdi. De to relasjonene estimeres til slutt hver for seg, hvor Gimeno og Martinez-Carrascal (2006) bruker General-to-Specific for å spesifisere modellene. De finner evidens for et selvforsterkende forhold mellom boligpriser og kreditt også på kort sikt. Her skal det merkes at boligprisene er insignifikante i gjeldslikningen, men til tross for dette har forfatterne valgt å beholde denne variabelen.

Fitzpatrick og McQuinn (2007) studerer forholdet mellom realgjeld og realboligpriser i Irland fra 1981 til 1999. De estimerer først boligprisene og gjelden ved hjelp av dynamisk MKM (DMKM)<sup>10</sup>, for å undersøke om det finnes støtte for en toveisinteraksjon mellom boligpriser og kreditt på lang sikt. De konstaterer at realboligprisene kointegrerer med realinntekt, realgjeld, boligkapitalen og en demografi variabel. Realgjelden kointegrerer med realinntekt, realrenten og realboligprisene. Et forsøk ble også gjort ved hjelp av Johansen-

---

<sup>10</sup> DMKM er en estimeringsprosedyre for enkeltrelasjonslikninger, hvor man tar hensyn til eventuell korrelasjon mellom restleddene og regressorene på tvers av likningene som estimeres. Rent praktisk gjøres dette ved å inkludere ledende og liggende variable for regressorene som inngår i de postulerte langtidssammenhengene på differensform. For en grundigere gjennomgang, se Fitzpatrick og McQuinn (2007).

prosedyren, uten at resultatene var vellykket. Etter å ha funnet de langsiktige sammenhengende anvender Fitzpatrick og McQuinn (2007) General-to -Specific på tre likevektsjusteringsmodeller separat; en for realboligprisveksten, en for realgjeldsveksten og en for veksten i nybyggingen. Den sistnevnte er inspirert av et tidligere studie om tilbudssiden av boligmarkedet (McQuinn, 2004). De reduserte enkeltrelasjonene estimeres tilslutt samtidig ved hjelp av 3SMKM. De finner ikke evidens for selvforsterkende effekter mellom boligpriser og kreditt på kort sikt. De viser dog at gjeldsveksten har en kontemporær effekt på boligprisveksten, men konkluderer at kun tilbakedaterte verdier av boligprisveksten påvirker gjeldsveksten.

I en studie av forholdet mellom boligpriser og kreditt i Hellas fra 1993 til 2005 formulerer Brissimis og Vlassopoulos (2009) en VAR-modell bestående av realgjelden, realinntekten, realrenten og realboligprisene. Ved å benytte Johansen-prosedyren fremlegger de evidens for at det eksisterer ett kointegrerende forhold. De viser at realgjelden kointegrerer med alle de andre variablene i VARen. Etter dette estimeres to likevektsjusteringsmodeller separat; en for realgjeldsveksten og en for realboligprisveksten. Det slås fast at begge variablene påvirker hverandre på kort sikt. Modellene er enkle, men de tyder likefullt på at det eksisterer et samspill mellom boligpriser og kreditt.

I Girouard et al. (2006) gis en oppsummering av resultater som er oppnådd i en rekke studier som har forsøkt å kartlegge boligprisenes fundamentale driver. Deler av denne tabellen gjengis i Appendiks E. I det samme appendikset fremstilles tabelloversikter jeg har laget for estimeringsresultater som er oppnådd i studier hvor både boligpriser og gjeld har blitt betraktet. Kortsiktige og langsiktige koeffisientestimater er rapportert i denne tabelloversikten.

Modellen som ble presentert av Jacobsen og Naug (2004a) og modellen som ligger til grunn for etterspørselssiden av boligblokken i SSBs makroøkonomiske modell KVARTS (Hungnes, 2007) er blant de mest sentrale studiene av boligprisene i Norge. I de to neste seksjonene vil jeg derfor reestimere disse to modellene, og estimere dem over et utvidet sample.

## 5.2 Reestimering og estimering over et utvidet sample av boligprismodellen i Jacobsen og Naug (2004a)

Modellen reestimeres først ved hjelp av originaldataene som brukes i Jacobsen og Naug (2004a), heretter J&N (2004a). Deretter reestimeres modellen med et nytt datasett, hvor dataene avviker noe fra de som ble benyttet i originalartikkelen. De nye dataene er for det første revidert i etterkant av publiseringen av J&N (2004a), og noen av de operasjonelle variablene i datasettet har blitt erstattet med nye variable som er konstruert fra andre kilder. Dette dreier seg om inntektsvariabelen og renten. Helt til slutt estimeres modellen over en utvidet tidshorisont med de nye dataene<sup>11</sup>.

Formålet med dette er å undersøke koeffisientestimatenes parameterstabilitet og modellens egenskaper når estimeringsperioden forlenges. Dette er i tillegg en nyttig øvelse å foreta før vi eventuelt går videre for å finne et bedre modellalternativ.

### 5.2.1 Reestimering av Jacobsen og Naug (2004a)

Den estimerte boligprisrelasjonen i J&N (2004a) kan tolkes som en invertert etterspørselsfunksjon av typen gitt ved likning (3.6) og uttrykker de prisene som gir likevekt i markedet fra periode til periode (på kort sikt). J&N (2004a) inkluderte en rekke forklaringsvariable i modellen til å begynne med, men flere av disse ble droppet da de viste seg å være insignifikante. Blant de utelatte variablene var husleieprisene, husholdningenes gjeldsopptak og ulike mål på demografiske forhold. Artikkelforfatterne argumenterer for at effekten av demografiske endringer fanges opp i inntektsvariabelen, som er inkludert i den endelige modellen.

---

<sup>11</sup> Den langsiktige sammenhengen som dokumenteres i J&N (2004a) er ikke reestimert, men pålegges i alle estimeringene som er foretatt i dette kapitlet. J&N (2004a) finner at boligprislikningen på lang sikt er gitt ved:

$$\text{boligpris} = \underset{(2.54)}{4.47} * \text{RENTE}(1 - \tau) + \underset{(3.48)}{0.45} * \text{ledighet} - \underset{(8.63)}{1.66} * (\text{inntekt} - \text{boligmasse}),$$

hvor absolutte t-verdier rapporteres i parentes.

---

Effekten av forventninger estimeres ved å ta i bruk TNS-Gallup sin indikator for husholdningenes forventninger til utviklingen i sin egen og i landets økonomi<sup>12</sup>. J&N (2004a) argumenterer imidlertid for at denne variabelen er sterkt korrelert med arbeidsledighetsraten og rentenivået, og de konstruerer av den grunn en forventningsvariabel der effekten av disse faktorene er trukket ut ved hjelp av en enkel regresjon<sup>13</sup>. De øvrige variablene som inngår i modellen, samt resultatene fra originalartikkelen og de to reestimeringene, er gjengitt i tabell 5.1.

Da jeg ikke har tilgang på originaldataene lenger tilbake enn til første kvartal 1990, kunne nødvendigvis ikke reestimeringen starte før i tredje kvartal (siden noen av forklaringsvariablene inngår på differensform). Dette forklarer de marginale forskjellene mellom resultatene i kolonne 2 og 4. Når det gjelder bruk av originaldata, konkluderes det at estimeringsresultatene lett lar seg reprodusere, og at de heller ikke er følsomme for å starte estimeringen et kvartal senere. Resultatene fra reestimeringen med det nye datasettet er også i tråd med originalresultatene, men forskjellene er her noe større. Dette kan tilskrives datarevisjoner og andre forskjeller i tilgjengelige data.

---

<sup>12</sup> Se Appendiks A for en beskrivelse av TNS-Gallup sin forventningsindikator.

<sup>13</sup> En dokumentasjon av fremgangsmåten som er benyttet for å konstruere denne variabelen gis i Appendiks D, og resultatene fra reestimeringen av denne variabelen rapporteres i tabell D1.



Tabell 5.1: Resultater fra reestimeringen av J&amp;N (2004a) sin boligprismodell

Variabel	Jacobsen & Naug (2004a)		Reestimering med original data		Reestimering med nye data	
	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi
Konstant	0.56	3.42	0.587	9.98	0.194	7.44
$\Delta \text{inntekt}_t$	0.12	1.94	0.129	2.19	0.719	3.41
$\Delta(\text{RENTE}(1-\tau))_t$	-3.16	7.04	-3.085	7.53	-2.345	3.52
$\Delta(\text{RENTE}(1-\tau))_{t-1}$	-1.47	3.27	-1.551	3.85	-1.962	2.98
$\text{FORVENTNINGER}_t$	0.04	3.09	0.045	3.15	0.027	2.13
$\text{ECM}_{t-1}$	-0.12	5.69	-0.12	9.77	-0.0799	7.60
Dummy. Kv 1	0.04	3.35	0.022	2.18	0.0099	1.72
Dummy. Kv 2	-0.02	1.80	0.019	1.79	0.010	1.06
Dummy. Kv 3	0.01	0.73	-0.001	0.04	-0.025	2.83
$R^2$	0.8773		0.8647		0.7796	
$\sigma$	0.014166		0.014184		0.014594	
DW	2.57		2.44		2.05	
Tester *	Observerator	Verdi [p-verdi]	Observerator	Verdi [p-verdi]	Observerator	Verdi [p-verdi]
AR 1-5 test:	-	-	F(4,42)=	2.9029 [0.0330]	F(4,43)=	2.2468 [0.0797]
ARCH 1-4 test:	-	-	F(4,38)=	1.8299 [0.1432]	F(4,39)=	0.2370 [0.9157]
Normalitetstest:	-	-	$\chi^2(2) =$	6.3748 [0.0413]	$\chi^2(2) =$	1.6649 [0.4350]
Hetero test:	-	-	F(13,32)=	1.4410 [0.1948]	F(13,33)=	0.6702 [0.7765]
RESET test:	-	-	F(1,45)=	0.0053 [0.9422]	F(1,46)=	0.3798 [0.5407]
Metode	MKM		MKM		MKM	
Estimeringsperiode	1990 (2)-2004(1)		1990(3)-2004(1)		1990(2)-2004(1)	

Merknader:

\*) Se Doornik og Hendry (2009a)

Absolutte t-verdier rapporteres, små bokstaver indikerer at variablene er målt på logaritmisk skala og alle variable er nominelle, unntatt boligmassen som er målt i faste priser,  $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$  er en differensoperator,  $\tau$  angir marginal skattesats på kapitalinntektog  $\text{ECM} = \text{boligpris} + 4.47 * \text{RENTE}(1-\tau) + 0.45 * \text{ledighet} - 1.66 * (\text{inntekt} - \text{boligmasse})$ .

Resultatene fra reestimeringen med det nye datasettet indikerer at effekten på boligprisen av endrede forventninger og renteendringer i inneværende periode er noe mindre enn i originalartikkelen. Likeledes er koeffisientestimatet til inntektsvariabelen og renteendringen lagget en periode større når de nye dataene tas i bruk. Resultatene tyder dessuten på at likevektsjusteringen skjer tregere. J&N (2004a) fant at bidraget fra likevektskorreksjonen er et fall på 0,12 prosent dersom boligprisene i forrige periode oversteg sin fundamentalverdi med én prosent, mens reestimeringen på det nye datasettet indikerer at boligprisene vil falle

---

med 0,08 prosent i det samme tilfellet. Restleddtestene er mer tilfredsstillende når det nye datasettet tas i bruk.

Alle variablene som benyttes i J&N (2004a) datasettet er nominelle. Unntaket er boligmassen, som er målt i faste priser. I kapittel 6 betraktes realstørrelser, da vi finner det mer konsistent å være konsekvente i valget mellom nominelle eller reelle størrelser. I tillegg vil bruken av realstørrelser gi et bedre inntrykk av den faktiske utviklingen i boligmarkedet, da de nominelle boligprisene over tid vil stige når det generelle prisnivået i økonomien stiger. Om nominelle størrelser likevel benyttes, synes det rimelig at den generelle prisutviklingen bør inngå som en forklaringsvariabel.

### **5.2.2 Estimering av Jacobsen og Naug (2004a) sin modell over et utvidet datasett**

Estimeringsresultatene som oppnås når tidshorisonten utvides rapporteres i kolonne 2 og 3 i tabell 5.2<sup>14</sup>. Det er det alternative datasettet som ligger til grunn for denne estimeringen, da jeg ikke har tilgang på originaldataene lenger tilbake enn til første kvartal 2004. For å være konsistent har jeg valgt å sammenligne resultatene fra denne estimeringen med resultatene fra reestimeringen som legger til grunn de samme variabeldefinisjonene. I tabell 5.1 så vi at resultatene ikke endret seg dramatisk når de nye dataene ble benyttet. Disse resultatene er gjengitt i kolonne 4 og 5 i tabell 5.2. Koeffisientestimatene ser ikke ut til å endre seg fundamentalt når estimeringsperioden utvides med nesten 5 år (19 kvartaler). Alle koeffisientestimatene er i samme størrelsesorden som de var over den originale perioden, og de er fremdeles klart signifikante. Estimeringen over det utvidede samplet indikerer dog at tilpasningen mot likevekt skjer tregere enn hva den gjør når den samme tidsperioden som i J&N (2004a) betraktes.

---

<sup>14</sup> Resultatene som ligger til grunn for konstrueringen av den rensede forventningsindikatoren med oppdaterte data er rapport i tabell D2 i Appendiks D.

Tabell 5.2: Resultater fra estimeringen av boligprisrelasjonen i J&N (2004a) over et utvidet sample

Variabel	Estimering på utvidet datasett		Reestimering med nye data	
	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi
Konstant	0.141	4.82	0.194	7.44
$\Delta \text{inntekt}_t$	0.968	4.66	0.719	3.41
$\Delta (\text{RENTE}(1-\tau))_t$	-2.073	2.66	-2.345	3.52
$\Delta (\text{RENTE}(1-\tau))_{t-1}$	-2.377	3.11	-1.962	2.98
$\text{FORVENTNINGER}_t$	0.042	3.37	0.027	2.13
$\text{ECM}_{t-1}$	-0.0596	5.01	-0.0799	7.60
Dummy. Kv 1	0.016	2.65	0.0099	1.72
Dummy. Kv 2	0.001	0.115	0.010	1.06
Dummy. Kv 3	-0.032	3.87	-0.025	2.83
$R^2$	0.6945		0.7796	
$\sigma$	0.017409		0.014594	
DW	1.44		2.05	
Tester *	Observator	Verdi [p-verdi]	Observator	Verdi [p-verdi]
AR 1-5 test:	F(5,61)=	1.6695 [0.1556]	F(4,43)=	2.2468 [0.0797]
ARCH 1-4 test:	F(4,58)=	3.3603 [0.0153]	F(4,39)=	0.2370 [0.9157]
Normality test:	$\chi^2(2)$ =	2.4111 [0.2995]	$\chi^2(2)$ =	1.6649 [0.4350]
Hetero test:	F(13,52)=	1.2041 [0.3031]	F(13,33)=	0.6702 [0.7765]
RESET test:	F(1,65)=	0.0508 [0.8224]	F(1,46)=	0.3798 [0.5407]
Metode	MKM		MKM	
Estimeringsperiode	1990(2)-2008(4)		1990(2)-2004(1)	

\*) Se Doornik og Hendry (2009a)

**Merknader:** Absolutte t-verdier rapporteres, små bokstaver indikerer at variablene er målt på logaritmisk skala og alle variable er nominelle, unntatt boligmassen som er målt i faste priser,  $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$  er en differensoperator,  $\tau$  angir marginal skattesats på kapitalinntekt og

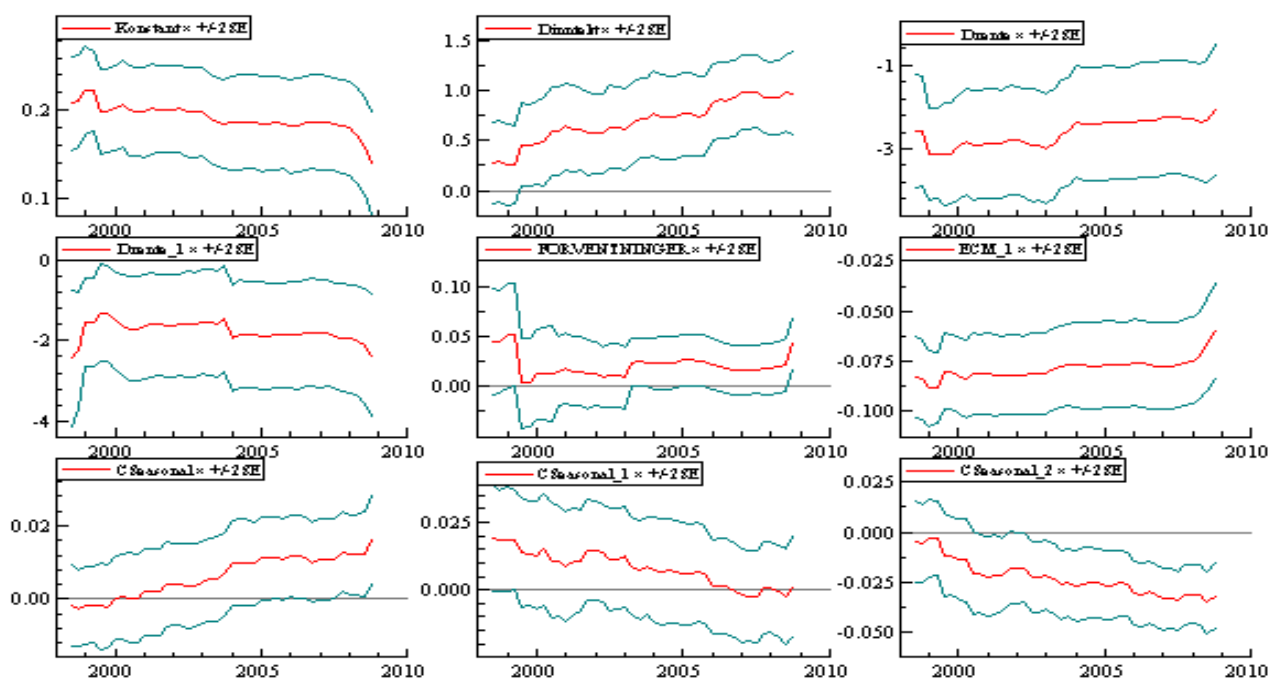
$\text{ECM} = \text{boligpris} + 4.47 * \text{RENTE}(1-\tau) + 0.45 * \text{ledighet} - 1.66 * (\text{inntekt} - \text{boligmasse})$ .

Reestimeringen på det nye datasettet indikerer at det tar nærmere 13 kvartaler å justere inn et ett prosents avvik fra likevekt, mens vi konstaterer at det vil ta opp mot 17 kvartaler når det utvidede datasettet ligger til grunn. Durbin-Watson observatoren ligger i ikke-konklusjonsregionen, men er nærmere ikke forkastning enn forkastning av hypotesen om ingen autokorrelasjon. I tillegg har  $R^2$  gått noe ned.

Rekursive koeffisientestimer og t-verdier er rapportert i figur 5.1 og 5.2. Modellen har først blitt estimert over perioden fra andre kvartal 1990 til andre kvartal 1998, for så å oppdateres

med et og et kvartal, helt til det estimeres over den fulle sampleperioden, andre kvartal 1990 til fjerde kvartal 2008. Dersom koeffisientestimatene forandrer seg lite når informasjonssettet utvides, er dette et tegn på parameterstabilitet.

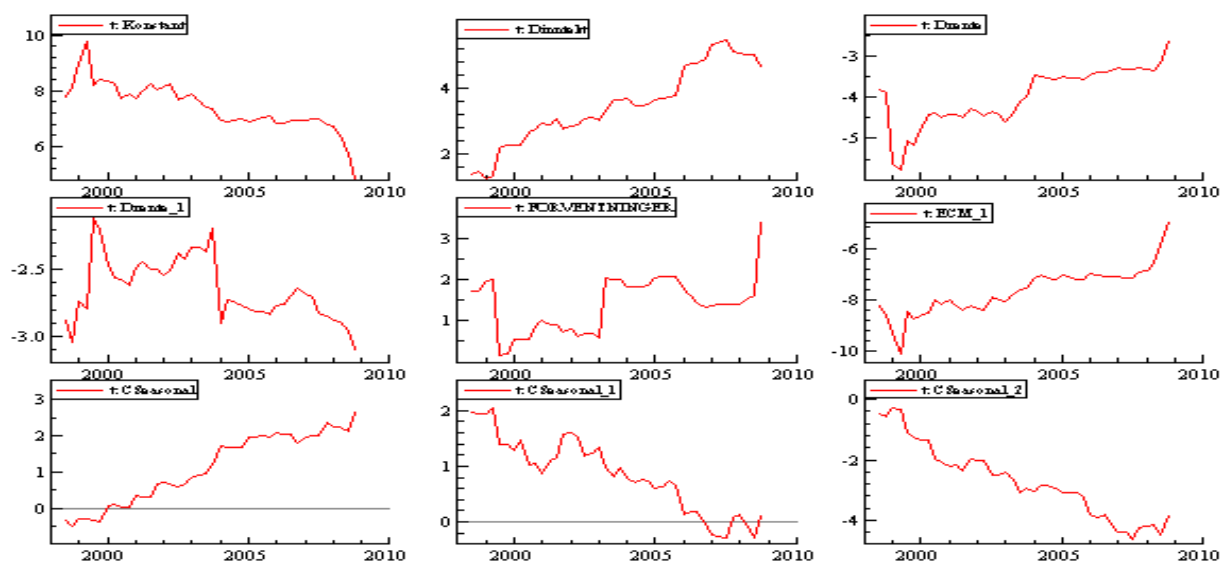
*Figur 5.1: Rekursive koeffisienter for boligprislikningen i J&N (2004a), pluss/minus to standardavvik, 1998(2)-2008(4), estimeringsperiode 1990(2)-2008(4)*



Alle koeffisientestimatene er signifikante over store deler av estimeringsperioden og ser ut til å utøve en middels grad av parameterstabilitet. Koeffisientestimatet til inntektsvariabelen er imidlertid ustabil over hele estimeringsperioden. Like fullt bør det bemerkes at koeffisientestimatene blir mer ustabile mot slutten av sampleperioden. Dette sammenfaller med perioden rundt finanskrisen og tyder på at modellen ikke ville vært i stand til å predikere det påfølgende fallet i boligprisene. Denne påstanden bekreftes når åtte observasjoner fra estimeringen spares til å lage prognoser ett steg fremover, se figur 5.3<sup>15</sup>.

<sup>15</sup> Først estimeres modellen fra periode  $t$  til  $T$  for å oppnå koeffisientestimater, som antas konstante over hele prognoseperioden. Basert på disse koeffisientestimatene produseres prognosene for periode  $T+1$  til  $T+h$ , hvor  $h$  er prognosehorisonten. Prognoser fra periode  $T+1$  brukes derimot ikke til å lage prognoser for periode  $T+2$  og så videre (enhver informasjon om eksogene samt laggede endogene variable som inngår i modellen er basert på observerte verdier). Se Doornik og Hendry (2009b).

Figur 5.2: Rekursive  $t$ -verdier for koeffisienter i boligprislikningen i J&N (2004a), 1998(2)-2008(4), estimeringsperiode 1990(2)-2008(4)



Figur 5.3: 8 kvartalers ett steg frem prognoser for boligprislikningen i J&N (2004a), 2007(1)-2008(4), estimeringsperiode 1990(2)-2006(4)\*



\*) Formelle prognosetester: Forecast:  $\chi^2(8) = 44.500$  [0.0000], Chow:  $F(8,58) = 3.7412$  [0.0014], hvor p-verdier rapporteres i klammeparentes. Se Doornik og Hendry (2009a).

## 5.3 Reestimering og og estimering over et utvidet sample av boligprismodellen i KVARTS

KVARTS er Statistisk Sentralbyrå sin makroøkonometriske modell for kvartalsdata.

Boligprislikningen som benyttes i KVARTS, er dokumentert i Hungnes (2007). Jeg har fått tilgang på nøyaktig de samme dataene som benyttes i denne dokumentasjonen, men det er foretatt revisjoner i ettertid. Av den grunn kan det forventes noen marginale forskjeller mellom resultatene fra reestimeringen og de som er dokumentert i Hungnes (2007).

### 5.3.1 Reestimering av boligprismodellen i KVARTS

Hungnes (2007) estimerer en invertert boligetterspørselsfunksjon. Det er antatt en semilogaritmisk funksjonsform, gitt ved:

$$\Delta ph_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta ph_{t-1} + \beta_2 \Delta ph_{t-4} + \beta_3 (ph - (yd / p))_{t-1} + \beta_4 (h - (yd / p))_{t-1} + \beta_5 r_{t-1} + \gamma_1 CSeasonal + \gamma_2 CSeasonal\_1 + \varepsilon_t,$$

der  $ph$  er logaritmen til realboligprisen,  $yd / p$  er logaritmen til realdisponibel inntekt,  $h$  angir logaritmen til boligmassen og  $r$  betegner realrenten etter skatt.

Tabell 5.3 gir en oversikt over resultatene som ble funnet av Hungnes (2007) for tidsperioden fra første kvartal 1986 til fjerde kvartal 2005, samt resultatene fra reestimeringen.

Boligprismodellen som brukes i KVARTS er enkel å reestimere, og resultatene fra reestimeringen samsvarer med det som ble funnet av Hungnes (2007). Både reestimeringen og originalresultatene tyder på at realrenten etter skatt har en sterk effekt på realboligprisene. Dersom realrenten etter skatt øker med ett prosentpoeng, faller boligprisene med hele 12 prosent på lang sikt. Hungnes (2007) finner at de eneste forklaringsvariablene som inngår på kort sikt er tilbakedaterte verdier av boligprisveksten. Dette fanger blant annet opp en adaptiv forventningsdannelse, ved at høy boligpris i foregående perioder kan danne forventninger om en videre prisoppgang, som i sin tur kan resultere i økte boligpriser. Modellen er velspesifisert og ser ikke ut til å slite med verken autokorrelerte eller heteroskedastiske restledd.

Tabell 5.3: Resultater fra reestimeringen av boligprisrelasjonen i KVARTS

Hungnes (2007)			Reestimering	
Variabel	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi
Konstant	-0.484376	2.10	-0.501897	2.06
$\Delta ph_{t-1}$	0.191001	2.36	0.183030	2.50
$\Delta ph_{t-4}$	0.250214	1.94	0.260106	2.05
$ph_t - (ydp / p)_{t-1}$	-0.0494139	3.23	-0.0529073	3.64
$h_t - (ydp / p)_{t-1}$	-0.0474956	0.976	-0.0612536	1.19
$r_{t-1}$	-0.603479	2.97	-0.623907	2.99
Dummy. Kv 1	0.0237555	3.84	0.0268598	4.23
Dummy. Kv 2	0.0153615	2.68	0.0107136	1.87
$\sigma$	0.0188358		0.0188606	
$R^2$	0.613194		0.628511	
DW	1.97		1.96	
Tester *	Observator	Verdi [p-verdi]	Observator	Verdi [p-verdi]
AR 1-5 test:	F(5,67)=	0.80060 [0.5532]	F(5,67)=	0.68399 [0.6372]
ARCH 1-4 test:	F(4,64)=	0.11385 [0.9772]	F(4,64)=	0.20480 [0.9348]
Normality test:	$\chi^2(2)=$	0.79220 [0.6729]	$\chi^2(2)=$	1.2361 [0.5390]
Hetero test:	F(12,59)=	1.2893 [0.2491]	F(12,59)=	1.2429 [0.2769]
Hetero X-test:	F(32,39)=	1,2635 [0,2415]	F(32,39)=	1.2708 [0.2362]
RESET test:	F(1,71)=	1,5019 [0,2244]	F(1,71)=	1.6429 [0.2041]
Metode	MKM		MKM	
Estimeringsperiode	1986(1)- 2005(4)		1986(1)- 2005(4)	

\*) Se Doornik og Hendry (2009a)

Merknader: Absolutte t-verdier rapporteres, alle variable er reelle,  $ph = \log(\text{realboligpris})$ ,  $ydp = \log(\text{realdisponibel inntekt})$ ,  $r = \text{realrente etter skatt}$ ,  $h = \log(\text{boligkapital i faste priser})$ .

### 5.3.2 Estimering av boligprismodellen i KVARTS over et utvidet Sample

Tabell 5.4 sammenlikner koeffisientestimatene fra regresjonen på det utvidede informasjonssettet med regresjonsresultatene fra reestimeringen. Resultatene fra reestimeringen er gjengitt i kolonne 4 og 5, mens resultatene fra regresjonen over det utvidede datasettet er rapportert i kolonne 2 og 3. Sammenlikningen av modellen over de to

tidsperiodene, indikerer ingen fundamentale endringer. Koeffisienten til  $h_t - (yd / p)_{t-1}$  variabelen er insignifikant i begge regresjonene, og den har blitt noe mindre i absolutt verdi. Videre finner vi at lagget boligprisvekst har en større effekt i modellen som estimeres over det utvidede datasettet. Den langsiktige effekten på realboligprisene av en ett prosentpoengs endring i realrenten etter skatt estimeres nå til 10 prosent, i motsetning til 12 prosent når estimeringen stoppes i fjerde kvartal 2005. Vi merker oss at Hetero X-testen kan indikere at modellen sliter med heteroskedasitet. Modellen ser ellers fremdeles ut til å være velspesifisert og er fri for autokorrelasjon.

*Tabell 5.4: Resultater fra estimering av boligprisrelasjonen i KVARTS over et utvidet sample*

Variabel	Estimering på utvidet sample		Reestimering	
	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi
Konstant	-0.706301	3.31	-0.501897	2.06
$\Delta ph_{t-1}$	0.295386	3.51	0.183030	2.50
$\Delta ph_{t-4}$	0.321542	3.17	0.260106	2.05
$ph_t - (yd / p)_{t-1}$	-0.0590204	4.32	-0.0529073	3.64
$h_t - (yd / p)_{t-1}$	-0.00333107	0.0730	-0.0612536	1.19
$r_{t-1}$	-0.578544	3.05	-0.623907	2.99
Dummy. Kv 1	0.0286763	4.40	0.0268598	4.23
Dummy. Kv 2	0.00900859	1.57	0.0107136	1.87
$\sigma$	0.0199233		0.0188606	
$R^2$	0.636173		0.628511	
DW	1.82		1.96	
Tester *	Observator	Verdi [p-verdi]	Observator	Verdi [p-verdi]
AR 1-5 test:	F(5,79)=	0.67575 [0.6430]	F(5,67)=	0.68399 [0.6372]
ARCH 1-4 test:	F(4,76)=	1.2240 [0.3077]	F(4,64)=	0.20480 [0.9348]
Normality test:	$\chi^2(2)$ =	1.6371 [0.4411]	$\chi^2(2)$ =	1.2361 [0.5390]
Hetero test:	F(12,71)=	1.4377 [0.1696]	F(12,59)=	1.2429 [0.2769]
Hetero X-test:	F(32,51)=	2.1266 [0.0078]	F(32,39)=	1.2708 [0.2362]
RESET test:	F(1,83)=	2.2257 [0.1395]	F(1,71)=	1.6429 [0.2041]
Metode	MKM		MKM	
Estimeringsperiode	1986(1)- 2008(4)		1986(1)- 2005(4)	

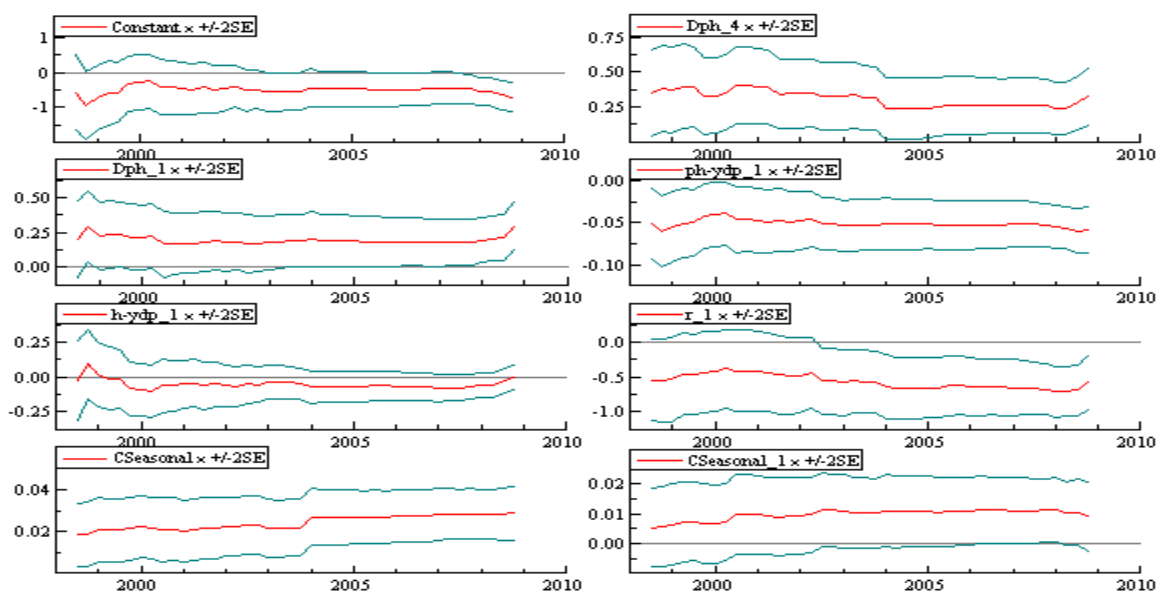
\*) Se Doornik og Hendry (2009a)

*Merknader:* Absolutte t-verdier rapporteres, alle variable er reelle,  $ph = \log(\text{realboligpris})$ ,  $yp = \log(\text{realdisponibel inntekt})$ ,  $r = \text{realrente etter skatt}$ ,  $h = \log(\text{boligkapital i faste priser})$ .



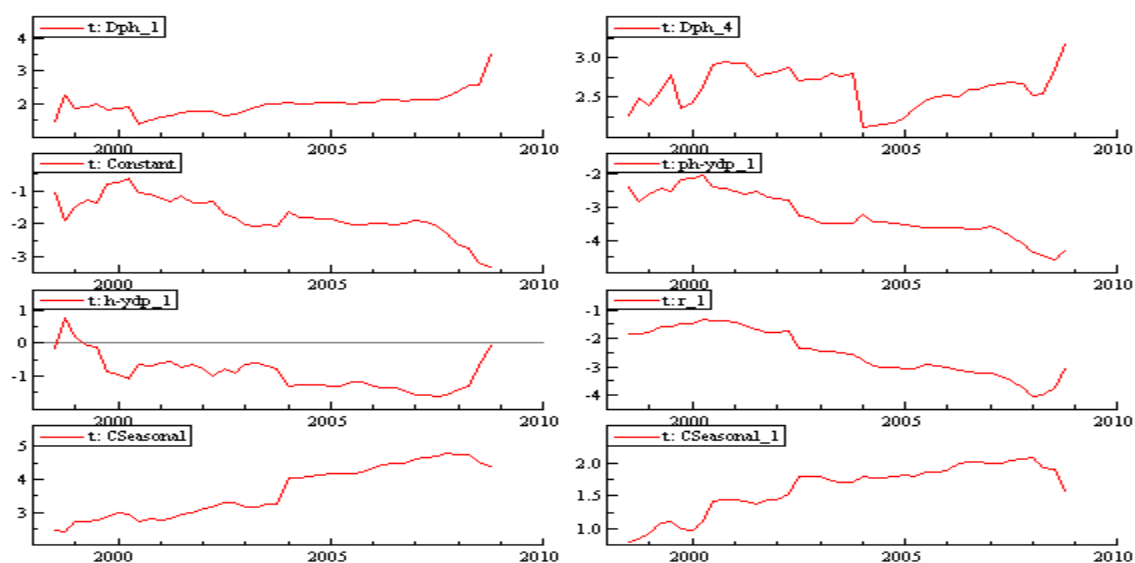
I figur 5.4 og 5.5 gjengis en rekursiv fremstilling av koeffisientestimatene og de tilhørende t-verdiene. Koeffisientestimatene ser i sin helhet ut til å utøve stor grad av parameterstabilitet over mesteparten av samplet. Koeffisienten til  $h_t - (ydp/p)_{t-1}$  variabelen er likevel helt insignifikant over hele perioden, se figur 5.5.

*Figur 5.4: Rekursive koeffisienter for boligprislikningen i KVARTS, pluss/minus to standardavvik, 1998(2)-2008(4), estimeringsperiode 1986(1)-2008(4)*

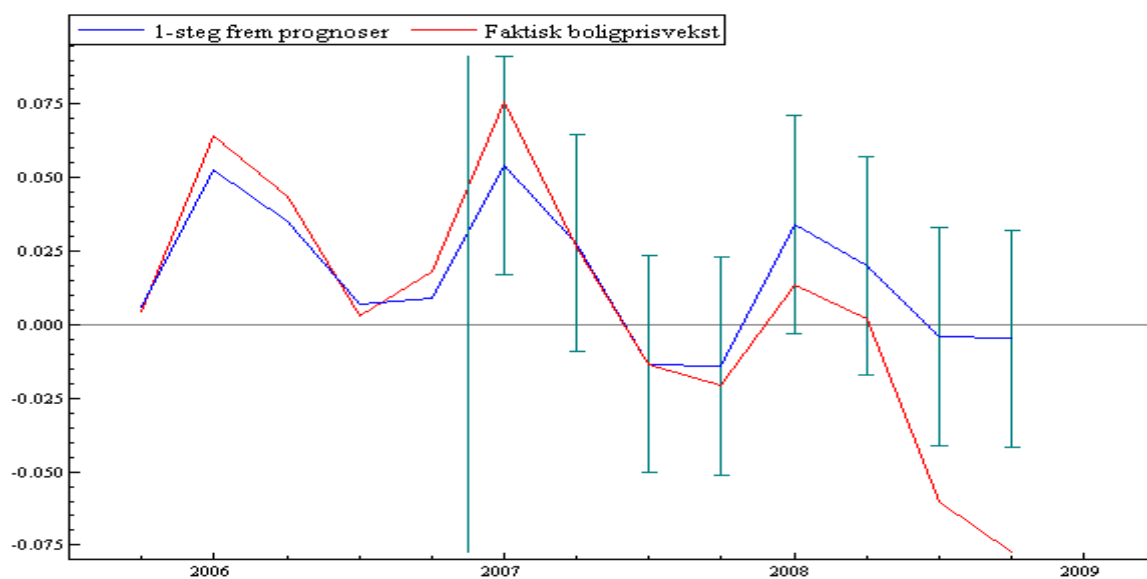


Ved å studere de rekursive koeffisientestimatene ser vi at det også skjer noe med denne modellen mot slutten av samplet. Figur 5.6 nedenfor viser prognoser ett steg fremover. Det visuelle bildet tyder på at denne modellen gjør det bedre enn modellen til J&N (2004a) i perioden frem mot tredje kvartal 2008, men at den også ville hatt store problemer med å predikere fallet som kom i boligmarkedet i forbindelse med finanskrisen. De formelle prognosetestene indikerer at modellen til Hungnes (2007) sliter noe mindre enn modellen til J&N (2004a).

Figur 5.5: Rekursive  $t$ -verdier for koeffisienter i boligprislikningen i KVARTS, 1998(2)-2008(4), estimeringsperiode 1986(1)-2008(4)



Figur 5.6: 8 kvartalers ett steg frem prognoser for boligprislikningen i KVARTS, 2007(1)-2008(4), estimeringsperiode 1986(1)-2006(4)\*



\*) Formelle prognosetester: Forecast:  $\chi^2(8) = 28.328$  [0.0004], Chow:  $F(8,76) = 2.7037$  [0.0113], hvor p-verdier rapporteres i klammeparentes. Se Doornik og Hendry (2009a) for forklaring av testene.

---

## 5.4 Kommentarer til de to modellene

Det er vanskelig å lage en god økonometrisk modell for boligprisene, og min vurdering er at begge modellene gjør en forholdsvis bra jobb. Boligprislikningen i KVARTS viser en større grad av parameterstabilitet og er dessuten mer presis når vi lager prognoser ett steg fremover, enn modellen til J&N (2004a). Ingen av modellene ville vært i stand til å predikere nedturen på slutten av 2008, men det blir feil å forkaste modellene på grunnlag av dette. En mulig grunn til at modellene sliter mot slutten av samplet kan være at de ikke inkluderer kreditten som en egen forklaringsvariabel. Husholdningenes låneopptak er imidlertid en variabel det ser ut til å være gode grunner til å inkludere, jamfør diskusjonen i kapittel 3. I modellene som legges frem i det neste kapitlet vil husholdningenes samlede gjeld derfor inngå.

---

## 6. En ny empirisk studie av interaksjonen mellom bolig- og kredittmarkedet i Norge

I avsnitt 3.5 drøftet jeg muligheten for at det kan eksistere et selvforsterkende forhold mellom bolig- og kredittmarkedet. Med imperfeksjoner i lånemarkedet – noe det er i de aller fleste land – vil utlånsinstitusjonene normalt kreve at lånekundene stiller sikkerhet for lånet. Ved opptak av boliglån vil denne sikkerheten normalt være boligen. Dersom vi finner evidens for at det eksisterer en såkalt finansiell akselerator i det norske boligmarkedet, vil dette gi oss viktig informasjon med hensyn til evalueringen av den finansielle stabiliteten. Samtidig vil en slik kunnskap kunne utgjøre en nyttig del av sentralbankens informasjonssett når den fatter sine pengepolitiske beslutninger. I dette kapitlet ønsker jeg å undersøke empirisk hvorvidt det finnes støtte for en toveisinteraksjon mellom bolig- og kredittmarkedet i Norge.

### 6.1 Kointegrasjonsanalyse

Jeg benytter Johansen-metoden (Johansen, 1988) for å undersøke hypotesen om at det eksisterer en toveis kausalitet mellom boligpriser og husholdningenes kredittopptak på lang sikt. Utgangspunktet for denne analysen er likning (3.6) og (3.8), hvorpå en VAR-modell bestående av realboligprisen ( $p_t$ ), realgjelden ( $d_t$ ) og realdisponibel inntekt ( $y_t$ ) formuleres. Realrenten etter skatt ( $r_t$ ), antall boligomsetninger i fritt salg (omsetning) og boligmassen ( $h_t$ ) inkluderes som eksogene variable i kointegrasjonsrommet. Alle variablene som inngår i modellen er målt på logaritmisk skala, unntatt realrenten etter skatt som er målt som en rate. Modellen som estimeres er en VAR-modell av femte orden (VAR(5)), hvor alle de eksogene variablene kun inngår med et lag<sup>16</sup>. Resultatene fra Johansens trasetest er rapportert i tabell 6.1. Trasetesten indikerer at det eksisterer to kointegrerende relasjoner. Systemdiagnosene rapporteres nederst i tabell 6.1, og viser at modellen er velspesifisert.

---

<sup>16</sup> Utgangspunktet for analysen var imidlertid en mer generell modell, hvor alle de eksogene variablene også inngikk med fem lags. Basert på likelihood ratio tester fant jeg støtte for at kun ett lag i de eksogene variablene skulle inngå i modellen.

Tabell 6.1: Johansens Trasetest for kointegrasjon<sup>†</sup>

Eigenverdi: $\lambda_i$	$H_0$	$H_A$	$\lambda_{trace}$	5%-kritisk verdi <sup>*</sup>
0.38909	$r = 0$	$r \geq 1$	86.587	64.48
0.22269	$r \leq 1$	$r \geq 2$	41.742	40.95
0.18681	$r \leq 2$	$r = 3$	18.818	20.89
Tester av systemet <sup>**</sup>	Observator	Verdi [p-verdi]		
Vector AR 1-5 test:	F(45,146)	1.0585 [0.3902]		
Vector Normality test:	$\chi^2(6)$	7.7765 [0.2549]		
Vector Hetero test:	F(228,139)	0.53408 [1.0000]		
Estimeringsperiode	1986(1)-2008(4)			

†) VAR-system av 5 orden. Endogene variable: realboligpris, realgjeld, realdisponibel inntekt. Eksogene variable: realrente, omsetning, boligmasse og trend. Deterministiske variable: konstant og dummyer for de tre første kvartalene.

\*) De kritiske verdiene er hentet fra tabell 13 i Doornik (2003) – med 3 eksogene variable.

\*\*)Se Doornik og Hendry (2009b).

Med resultatene fra trasetesten som utgangspunkt, vil VAR-modellen ta form som en modifisert versjon av likning (C.1), hvor de kointegrerende sammenhengende er gitt ved:

$$\alpha\beta'y = \begin{pmatrix} \alpha_{1ph} & \alpha_{2ph} \\ \alpha_{1d} & \alpha_{2d} \\ \alpha_{1ydp} & \alpha_{2ydp} \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_{1ph} & \beta_{1d} & \beta_{1ydp} & \beta_{1r} & \beta_{1omsetning} & \beta_{1h} & \beta_{1trend} \\ \beta_{2ph} & \beta_{2d} & \beta_{2ydp} & \beta_{2r} & \beta_{2omsetning} & \beta_{2h} & \beta_{2trend} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} ph \\ d \\ ydp \\ r \\ omsetning \\ h \\ trend \end{pmatrix}$$

Det neste steget i analysen innebærer å pålegge identifiserende restriksjoner. De to første restriksjonene vi pålegger er normaliseringer, hvor det antas at den ene kointegrasjonsvektoren gjelder for realboligprisene ( $\beta_{1ph} = 1$ ) og den andre for realgjelden ( $\beta_{2d} = 1$ ). For å sikre identifikasjon utelates realrenten fra boligprisvektoren ( $\beta_{1r} = 0$ ) og en homogenitetsrestriksjon pålegges boligmassen i gjeldsvektoren ( $\beta_{2h} = -1$ ). De to restriksjonene begrunnes på følgende vis:

-  $\beta_{1r} = 0$ , da det er rimelig å anta at realrenten etter skatt ikke har noen direkte effekt på realboligprisene, men at renteeffekter snarere påvirker realboligprisene gjennom sin

innvirkning på realgjelden. Gimeno og Martinez-Carrascal (2006) bruker en liknende restriksjon i sin kointegrasjonsanalyse.

-  $\beta_{2h} = -1$ , siden en økning i boligmassen slår ut i økt pantegrunnlag, og dermed øker kreditttilgangen. En tilsvarende homogenitetsrestriksjon pålegges i J&N (2004b).

I tråd med oppskriften jeg skisserte i slutten av kapittel 4.4, vil det neste steget i Johansen-analysen være å undersøke om trendvariabelen kan utelates<sup>17</sup>, samt om eventuelle overidentifiserende restriksjoner støttes av data. Helt til sist undersøkes det om det finnes støtte for at noen av de endogene variablene i VAR-modellen er svakt eksogene med hensyn på systemet. Resultatene fra disse trinnene rapporteres i tabell 6.2.

*Tabell 6.2: Test av overidentifiserende restriksjoner på kointegrasjonsvektorene i en kointegrert VAR(r=2) – basert på resultatene fra tabell 6.1, 1986(2)-2008(4), del 1\**

(i) Nye restriksjoner: Trendvariabelen utelates i begge vektorer.

$$\begin{pmatrix} 1 & -0.82 & -1.60 & 0 & -0.03 & 2.5 & 0 \\ (0.13) & (0.38) & & (0.1) & (0.68) & & \\ -1.63 & 1 & 1.25 & 1.01 & -0.12 & -1 & 0 \\ (0.13) & (0.39) & (0.75) & (0.18) & & & \end{pmatrix} \begin{pmatrix} ph \\ d \\ ydp \\ r \\ omsetning \\ h \\ trend \end{pmatrix}$$

$$\alpha_{1ph} = -0.47, \alpha_{1d} = -0.06, \alpha_{1ydp} = 0.21 \\ (0.16) \quad (0.06) \quad (0.08)$$

$$\alpha_{2ph} = -0.2, \alpha_{2d} = -0.06, \alpha_{2ydp} = 0.16 \\ (0.07) \quad (0.04) \quad (0.05)$$

$$\text{Log-likelihood} = 842.845351. \chi^2(2) = 3.8120 [0.1487]$$

\*) Standardfeil i parentes. Testene som rapporteres er henholdsvis samlet og partiell test av de pålagte restriksjonene, hvor p-verdier rapporteres i klammeparentes.

<sup>17</sup> Log likelihood verdien fra det eksakt identifiserte systemet er 844.751343.

*Tabell 6.2: Test av overidentifiserende restriksjoner på kointegrasjonsvektorene i en kointegrert VAR(r=2) – basert på resultatene fra tabell 6.1, 1986(2)-2008(4), del 2\**

(ii) Nye restriksjoner: Omsetningsvariabelen utelates fra boligprisvektoren.

$$\begin{pmatrix} 1 & -0.76 & -1.42 & 0 & 0 & 2.04 & 0 \\ (0.1) & (0.28) & & & & (0.52) & \end{pmatrix} \begin{pmatrix} ph \\ d \\ ydp \\ r \\ omsetning \\ h \\ trend \end{pmatrix}$$

$$\alpha_{1ph} = -0.61, \alpha_{1d} = -0.09, \alpha_{1ydp} = 0.29 \\ (0.15) \quad (0.08) \quad (0.11)$$

$$\alpha_{2ph} = -0.28, \alpha_{2d} = -0.07, \alpha_{2ydp} = 0.20 \\ (0.09) \quad (0.05) \quad (0.06)$$

$$\text{Log-likelihood} = 842.834534, \chi^2(3) = 3.8336 [0.2800], \chi^2(1) = 0.0216 [0.8832]$$

(iii) Nye restriksjoner: Boligpriskorreksjonen utelates fra gjeldslikningen.

$$\begin{pmatrix} 1 & -0.84 & -1.67 & 0 & 0 & 2.58 & 0 \\ (0.19) & (0.65) & & & & (1.18) & \end{pmatrix} \begin{pmatrix} ph \\ d \\ ydp \\ r \\ omsetning \\ h \\ trend \end{pmatrix}$$

$$\alpha_{1ph} = -0.21, \alpha_{1d} = 0, \alpha_{1ydp} = -0.04 \\ (0.04) \quad (0.03)$$

$$\alpha_{2ph} = -0.06, \alpha_{2d} = -0.04, \alpha_{2ydp} = -0.002 \\ (0.02) \quad (0.01) \quad (0.02)$$

$$\text{Log-likelihood} = 842.280947, \chi^2(4) = 4.9408 [0.2934], \chi^2(1) = 1.1072 [0.2927]$$

\*) Standardfeil i parentes. Testene som rapporteres er henholdsvis samlet og partiell test av de pålagte restriksjonene, hvor p-verdier rapporteres i klammeparentes.

*Tabell 6.2: Test av overidentifiserende restriksjoner på kointegrasjonsvektorene i en kointegrert VAR(r=2) – basert på resultatene fra tabell 6.1, 1986(2)-2008(4), del 3\**

(iv) Nye restriksjoner: Svak eksogenitet på inntekt.

$$\begin{pmatrix} 1 & -0.92 & -1.96 & 0 & 0 & 3.23 & 0 \\ (0.19) & (0.65) & & & & (1.18) & \\ -1.09 & 1 & 1.16 & 3.98 & -0.63 & -1 & 0 \\ (0.34) & & (0.73) & (2.45) & (0.29) & & \end{pmatrix} \begin{pmatrix} ph \\ d \\ ydp \\ r \\ omsetning \\ h \\ trend \end{pmatrix}$$

$$\alpha_{1ph} = -0.24, \alpha_{1d} = 0, \alpha_{1ydp} = 0 \\ (0.04)$$

$$\alpha_{2ph} = -0.06, \alpha_{2d} = -0.04, \alpha_{2ydp} = 0 \\ (0.02) \quad (0.01)$$

$$\text{Log-likelihood} = 841.387194, \chi^2(6) = 6.7283[0.3467], \chi^2(2) = 1.7875 [0.4091]$$

(v) Nye restriksjoner: Inntektsvariabelen utelates fra gjeldsvektoren.

$$\begin{pmatrix} 1 & -0.99 & -1.66 & 0 & 0 & 3.02 & 0 \\ (0.19) & (0.63) & & & & (1.15) & \\ -0.72 & 1 & 0 & 2.53 & -0.21 & -1 & 0 \\ (0.19) & & & (1.66) & (0.12) & & \end{pmatrix} \begin{pmatrix} ph \\ d \\ ydp \\ r \\ omsetning \\ h \\ trend \end{pmatrix}$$

$$\alpha_{1ph} = -0.25, \alpha_{1d} = 0, \alpha_{1ydp} = 0 \\ (0.04)$$

$$\alpha_{2ph} = -0.11, \alpha_{2d} = -0.05, \alpha_{2ydp} = 0 \\ (0.03) \quad (0.01)$$

$$\text{Log-likelihood} = 840.226065, \chi^2(7) = 9.0506 [0.2490], \chi^2(1) = 2.3223 [0.1275]$$

\*) Standardfeil i parentes. Testene som rapporteres er henholdsvis samlet og partiell test av de pålagte restriksjonene, hvor p-verdier rapporteres i klammeparentes.

De foreløpige resultatene fra kointegrasjonsanalysen er i tråd med hva som har blitt funnet i tidligere studier. I likhet med J&N (2004a, 2004b) finner vi at inntekten, på lang sikt, kun har



en effekt på boligprisene. J&N (2004a) finner dog en stor effekt av renten i sin boligprisspesifikasjon. Dette fanger trolig opp kreditteffekter, da ingen mål på husholdningenes låneopptak inngår i deres spesifikasjon. De resterende estimatene er også i overensstemmelse med funnene til J&N (2004a, 2004b). En sammenlikning av estimatene er gitt i tabell 6.3.

*Tabell 6.3: Sammenlikning mellom Jacobsen og Naug (2004a, 2004b) og de nye resultatene for boligpris- og gjeldslikning på lang sikt*

Variabel	Jacobsen & Naug (2004a),		Jacobsen & Naug (2004b),		Anundsen,		Anundsen,	
	Boligprislikning		Gjeldslikning		Boligprislikning		Gjeldslikning	
	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi
boligpris	-	-	1.00	-	-	-	0.72	3.80
gjeld	-	-	-	-	0.99	5.21	-	-
inntekt	1.66	8.63	-	-	1.66	2.64	-	-
RENTE	-4.47	2.54	-1.70	3.16	-	-	-2.53	1.52
omsetning	-	-	0.17	1.36	-	-	0.21	1.75
boligmasse	-1.66	-	1.00	-	-3.02	2.63	1.00	-
studentandel	-	-	0.64	4.95	-	-	-	-
ledighet	-0.45	3.48	-	-	-	-	-	-
Metode	Ukjent		Ukjent		Johansen		Johansen	
Estimeringsperiode	1990(1)- 2004(1)		1994(1)- 2004(1)		1986(2)- 2008(4)		1986(2)- 2008(4)	

**Merknader:** Absolutte t-verdier rapporteres, små bokstaver indikerer at variablene er målt på logaritmisk skala. I Jacobsen og Naug (2004a) er alle variablene nominelle unntatt boligmassen som er målt i faste priser, mens vi benytter oss kun av realstørrelser. Jacobsen og Naug (2004a) og Jacobsen og Naug (2004b) er to separate studier, hvor boligpriser og gjeld ikke er estimert simultant.

Fitzpatrick og McQuinn (2007) viser at koeffisienten på gjelden i boligprislikningen er større enn koeffisienten på boligprisen i gjeldslikningen. Dette stemmer godt overens med resultatene som fremlegges her. Det bør bemerkes at Gimeno og Martinez-Carrascal (2006) finner evidens for at det motsatte er tilfelle. Gimeno og Martinez-Carrascal (2006), dokumenterer i likhet med oss at både boligprisene og gjelden likevektskorrigerer dersom gjelden er over sin fundamentalverdi, men at kun boligprisene likevektskorrigerer dersom boligprisene er over sin fundamentalverdi. Grunnen til at boligprisene likevektskorrigerer når gjelden er over sin fundamentalverdi kan blant annet skyldes at husholdningene er mindre villige til å foreta store investeringer – eller at bankene reduserer finansieringen av boligkjøp – når gjeldsbelastningen allerede er høy, se Gimeno og Martinez-Carrascal (2006).

I Girouard et al. (2006) rapporteres det at koeffisienten på boligmassen i boligprislikningen varierer mellom -0,5 og -8,1 i de studiene de omtaler. De fleste studiene som gjennomgås finner dog denne koeffisienten til å ligge mellom -2 og -3, noe som stemmer godt overens med hva som dokumenteres i tabell E5.

## 6.2 Simultan estimering av boligpriser og gjeld

Kointegrasjonsanalysen bekrefter at det eksisterer en toveisinteraksjon mellom boligpriser og gjeld på lang sikt. I den videre analysen ønsker jeg å undersøke hvorvidt det finnes støtte for en selvforsterkende effekt mellom bolig- og kredittmarkedet på kort sikt. Utgangspunktet for denne analysen er følgende generelle simultane likningsmodell:

$$\Delta ph_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^4 \beta_i \Delta ph_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \beta_{4+i} \Delta \mathbf{x}_{t-i} + \alpha_{1,ph} ECM_{t-1}^{ph} + \alpha_{1,d} ECM_{t-1}^d + CSeasonal_t + CSeasonal_{t-1} + CSeasonal_{t-2} + \varepsilon_{ph,t}$$

$$\Delta d_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^4 \gamma_i \Delta d_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \gamma_{4+i} \Delta \mathbf{x}_{t-i} + \alpha_{2,ph} ECM_{t-1}^{ph} + \alpha_{2,d} ECM_{t-1}^d + CSeasonal_t + CSeasonal_{t-1} + CSeasonal_{t-2} + \varepsilon_{d,t}$$

hvor  $\mathbf{x} = \{ydp, r, omsetning, Forventninger\}$ . Systemet vil estimeres ved hjelp av ”full information maximum likelihood (FIML)”, og for denne estimeringsprosedyren antar vi at

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{ph,t} \\ \varepsilon_{d,t} \end{pmatrix} \sim N(0, \Omega), \text{ hvor } \Omega \text{ er varians-kovariansmatrisen.}$$

Forventningsvariabelen som inngår er TNS-Gallups ujusterte trendindikator. På dette punktet avviker altså denne analysen fra J&N (2004a), som rensset forventningsvariabelen for innflytelsen av andre variable, for å redusere et multikollinearitetsproblem. Det er imidlertid ikke klart at et slikt problem gjør seg gjeldende, og jeg velger derfor å beholde variabelen uten noen korreksjon. Dette gjør det i tillegg enklere å endogenisere denne variabelen i en utvidet versjon av modellene som legges frem i dette kapitlet. Realrenten utelates fra boligprislikningen og forventningene utelates fra gjeldslikningen for å identifisere systemet. Den kontemporære effekten av realrenten på gjelden utelates fra den generelle spesifikasjonen, da det er rimelig å anta at det tar tid fra renten endres til det får en effekt på

husholdningenes kredittopptak. I tillegg gir dette estimeringsresultater som tolkningsmessig er mer fornuftige enn når denne variabelen inkluderes. Vi følger General-to-Specific metoden og dropper trinnvis insignifikante variable fra den generelle modellen. Underveis i denne prosedyren passer vi samtidig på at modellen er velspesifisert og at de pålagte nullrestriksjonene støttes av data.

Resultatene fra to ulike modelleringsstrategier presenteres i avsnitt 6.2.1 og 6.2.2. Modellen som presenteres i 6.2.1 (modell 1) er et resultat av en metodisk dropping av den mest insignifikante variabelen i hvert trinn. I 6.2.2 (modell 2) gis en fremstilling av en modell der vi i noe større grad legger til grunn teoretiske føringer på modellen underveis. Vi utelater likevel kun insignifikante variable, men ikke hele tiden den mest insignifikante.

### **6.2.1 Resultater fra GETS modellering av systemet**

Som allerede nevnt er den første modellen vi vil studere et direkte resultat av en trinnvis eliminering av de mest insignifikante variablene i systemet. Resultatene fra denne måten å redusere og spesifisere modellen på er gjengitt i tabell 6.4. Disse resultatene tyder på at gjelden er viktig for å forstå utviklingen i boligprisene også på kort sikt. Effekten av en endring i gjeldsveksten på boligprisveksten er forholdsvis stor og sier at dersom gjeldsveksten øker med ett prosentpoeng, vil boligprisveksten øke med litt over to prosentpoeng i inneværende periode.

Boligprisen ser ikke ut til å ha noen effekt på gjelden på kort sikt, men det er likevel en slags ”boligpriseffekt” gjennom de to likevektsjusteringsleddene i gjeldslikningen. I likhet med J&N (2004a, 2004b) og Fitzpatrick og McQuinn (2007) finner vi at gjelden korregerer saktere dersom den er over sin fundamentale verdi enn boligprisene gjør dersom disse er over sin likevektsverdi.

Endringer i husholdningenes forventninger til utviklingen i sin egen- og landets økonomi har en betydelig og signifikant effekt på boligprisene, og forventningene får først sin fulle effekt når de har ”satt seg” gjennom to kvartaler; altså når et ”stemningsskifte” har funnet sted. I tråd med våre forhåndsoppfatninger har en økning i inntektsveksten og veksten i antall omsatte boliger en positiv effekt på gjeldsveksten, og en økning i realrenten etter skatt har en negativ effekt.

Tabell 6.4: Resultater for korttidsdynamikken, simultanestimering av modell 1

Boligpris			Gjeld	
Variabel	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi
<i>Konstant</i>	2.135	5.70	-0.411	4.51
$\Delta d_t$	2.592	5.30	-	-
$\Delta d_{t-3}$	0.360	2.81	-	-
$\Delta ph_{t-4}$	0.374	5.00	-	-
$\Delta ydp_{t-3}$	-0.370	2.43	0.182	3.26
$\Delta FORV_t$	0.090	4.49	-	-
$\Delta FORV_{t-1}$	0.105	4.96	-	-
$\Delta omsetning_{t-3}$	-	-	0.020	2.56
$\Delta r_{t-4}$	-	-	-0.261	3.05
$ECM_{t-1}^{ph}$	-0.247	5.71	0.040	3.42
$ECM_{t-1}^d$	-	-	-0.038	4.55
Dummy, Kv. 1	0.015	1.68	-0.006	1.15
Dummy, Kv. 2	0.020	2.54	-0.011	2.12
Dummy, Kv. 3	0.026	2.86	-0.015	3.66
Sargan	$\chi^2(48) =$	49.616 [0.4086]		
Log likelihood	566.173			
$\sigma$	0.02312	0.0096		
Tester av systemet *	Observator	Verdi [p-verdi]		
Vector EGE-AR 1-5 test	$F(20,140)$	1.1055 [0.3536]		
Vector Normality test	$\chi^2(4)$	3.4482 [0.4858]		
Vector Hetero test	$F(180,54)$	0.5912 [0.9944]		
Metode	FIML			
Estimeringsperiode	1986(2)-2008(4)			

\*) Se Doornik og Hendry (2009b).

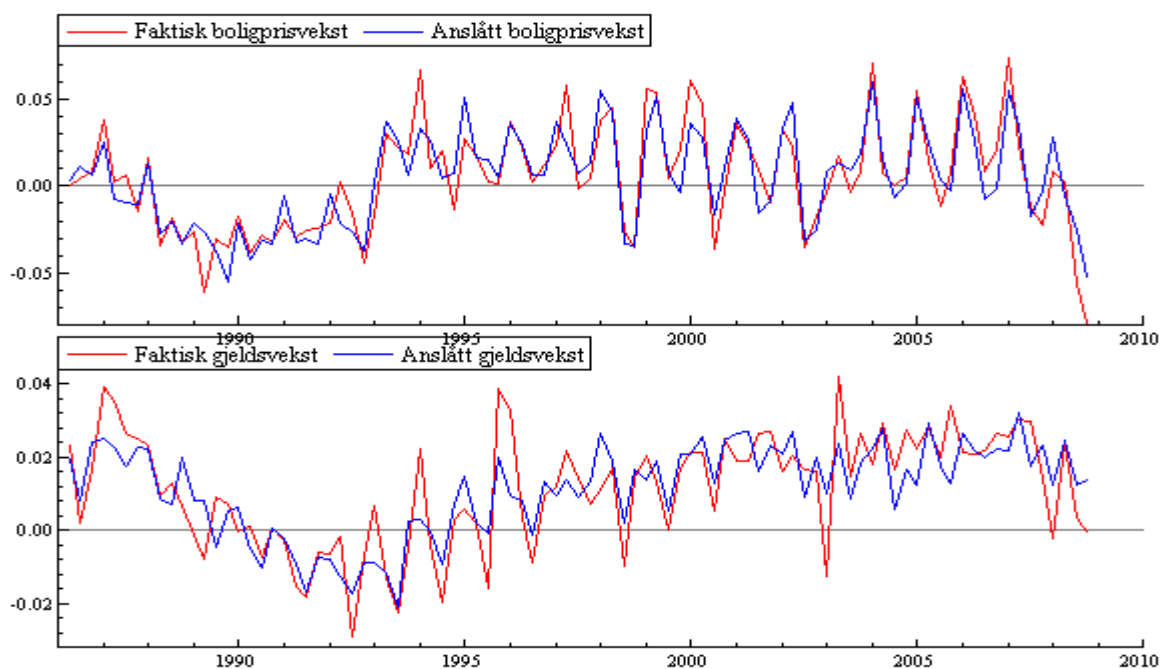
Merknader:  $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$  er en differensoperator,  $d = \log(\text{realgjeld})$ ,  $ph = \log(\text{realboligpris})$ ,  $r = \text{realrente etter skatt}$ ,  $ydp = \log(\text{realdisponibel inntekt})$ ,  $omsetning = \log(\text{omsetning av bebygd boligeiendom i fritt salg})$ ,  $FORV = \text{TNS-Gallups indikator for husholdningenes forventninger til utviklingen i sin egen og landets økonomi}$  og  $h = \log(\text{boligmassen i faste priser})$ ,  $ECM^{ph} = ph - 0.99 * d - 1.66 * ydp + 3.02 * h$  og  $ECM^d = d - 0.72 * ph + 2.53 * r_{-1} - 0.21 * omsetning - 1.00 * h$ .

Den negative koeffisienten på inntektsveksten i boligprislikningen bør tolkes med forsiktighet, og vi får et mer presist inntrykk av hvordan en endring i inntektsveksten påvirker boligprisveksten ved å studere de dynamiske multiplikatorene. Dette gjøres i

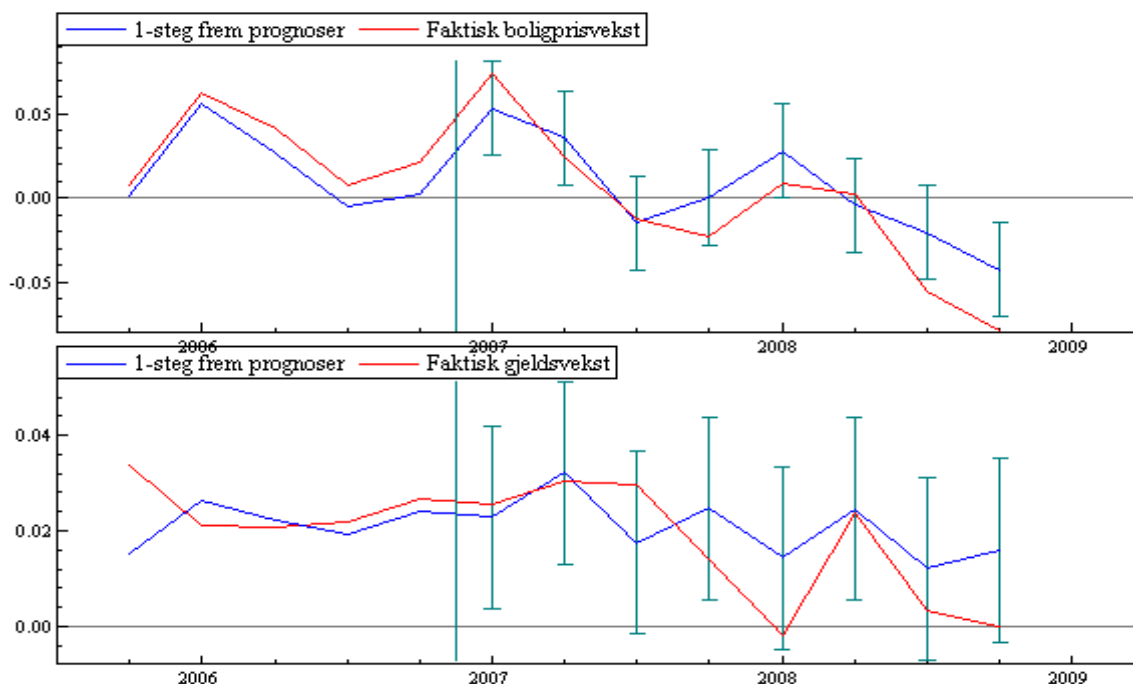
delkapittel 6.3. Systemdiagnosene indikerer at systemet er velspesifisert, og fra likelihood ratio testen noterer vi oss at de pålagte restriksjonene støttes av data.

Figur 6.1 gir en grafisk fremstilling av modellens føyning og figur 6.2 er prognoser ett steg fremover. Den visuelle fremstillingen i figur 6.1 viser at modellen forklarer boligprisveksten på en god måte. Den sliter derimot noe mer med å forklare gjeldsveksten. Modellen egner seg forholdsvis bra til å predikere boligprisveksten (se figur 6.2), bortsett fra at den ikke ville vært i stand til å forutse hele fallet i boligmarkedet i forbindelse med finanskrisen. Prognosene for gjeldsveksten er noe mindre tilfredsstillende. Muligens kan deler av avviket forklares ved bankenes egen utlånspolitikk, noe vi ikke eksplisitt har modellert. Prognosetestene for systemet viser at vi ikke kan forkaste hypotesen om ingen strukturell endring i parameterne mellom prognoseperioden og det fulle samplet.

*Figur 6.1: Modell 1: Faktisk og anslått boligpris- og gjeldsvekst, 1986(2)-2008(4)*



Figur 6.2: Modell 1: Prognoser ett steg fremover, 2007(1)-2008(4),  
estimeringsperiode 1986(2)-2006(4)\*



\*) Formelle prognosetester: Omega:  $\chi^2(16) = 25.163$  [0.0670],  $F(16,73) = 1.5727$  [0.0985];  $V(e)$ :  $\chi^2(16) = 21.869$  [0.1475],  $F(16,73) = 1.3668$  [0.1828], hvor p-verdier rapporteres i klammeparentes. Se Doornik og Hendry (2009b) for forklaring av testene.

## 6.2.2 Reesultater fra GETS med teoretiske føringer pålagt underveis

Systemdiagnosene for modell 2 rapporteres nederst i tabell 6.5. Disse indikerer at også denne modellen er velspesifisert. Likelihood ratio testen for overidentifiserende restriksjoner bekrefter at de pålagte restriksjonene ikke kan forkastes av data. Modell 2 er i større grad i overensstemmelse med kointegrasjonsanalysen, hvor vi fant at både gjelden og boligprisene likevektskorrigerer dersom gjelden er forskjellig fra den estimerte fundamentalverdien. Samtidig fant vi at kun boligprisene korrigerer dersom boligprisene avviker fra sin likevektsverdi.

Den kontemporære effekten av en endring i gjeldsveksten på boligprisveksten er betydelig mindre i modell 2 enn i modell 1. Samtidig ser vi at effekten av en endring i inntektsveksten ikke inngår i boligprisspesifikasjonen for modell 2.

Tabell 6.5: Resultater for korttidsdynamikken, simultanestimering av modell 2

Boligpris			Gjeld	
Variabel	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi
<i>Konstant</i>	1.411	7.59	-0.087	5.81
$\Delta d_t$	0.862	2.29	-	-
$\Delta d_{t-1}$	-	-	0.186	2.03
$\Delta d_{t-3}$	0.318	2.39	-	-
$\Delta ph_{t-4}$	0.391	4.94	-	-
$\Delta ydp_{t-3}$	-	-	0.197	3.30
$\Delta FORV_t$	0.093	4.40	-	-
$\Delta FORV_{t-1}$	0.098	4.44	-	-
$\Delta FORV_{t-2}$	0.056	2.45	-	-
$\Delta r_{t-4}$	-	-	-0.259	2.16
$ECM_{t-1}^{ph}$	-0.177	7.85	-	-
$ECM_{t-1}^d$	-0.067	2.35	-0.049	6.03
Dummy, Kv. 1	0.022	3.76	-0.004	1.15
Dummy, Kv. 2	0.021	3.65	-0.001	0.312
Dummy, Kv. 3	0.023	1.96	-0.007	2.19
Sargan	$\chi^2(48) =$	61.958 [0.0849]		
Log likelihood	560.002			
$\sigma$	0.01428	0.0099		
Tester av systemet *	Observator	Verdi [p-verdi]		
Vector EGE-AR 1-5 test	$F(20,140)$	0.9149 [0.5691]		
Vector Normality test	$\chi^2(4)$	5.4572 [0.2435]		
Vector Hetero test	$F(180,54)$	0.65897 [0.9946]		
Metode	FIML			
Estimeringsperiode	1986(2)-2008(4)			

\*) Se Doornik og Hendry (2009b).

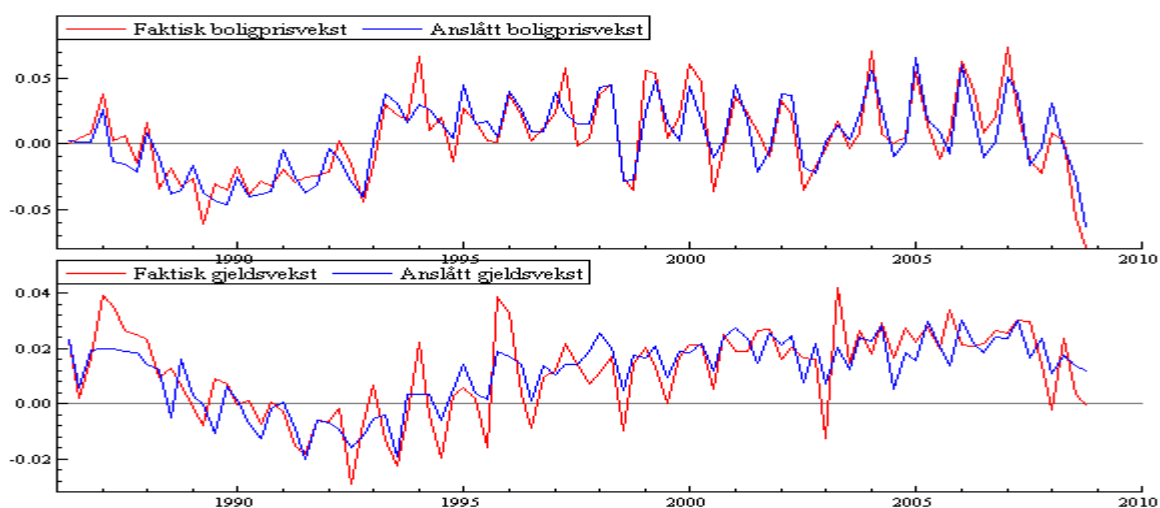
Merknader: Absolutte t-verdier rapporteres,  $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$  er en differensoperator,  $d = \log(\text{realgjeld})$ ,  $ph = \log(\text{realboligpris})$ ,  $r = \text{realrente etter skatt}$ ,  $ydp = \log(\text{realdisponibel inntekt})$ ,  $omsetning = \log(\text{omsetning av bebygd boligeiendom i fritt salg})$ ,  $FORV = \text{TNS-Gallups indikator for husholdningenes forventninger til utviklingen i sin egen og landets økonomi}$  og  $h = \log(\text{boligmassen i faste priser})$ ,

$ECM^{ph} = ph - 0.99 * d - 1.66 * ydp + 3.02 * h$  og  $ECM^d = d - 0.72 * ph + 2.53 * r_{-1} - 0.21 * omsetning - 1.00 * h$ .

Det samme gjelder for omsetningsvariabelen i gjeldsvekstlikningen. Resultatet om at forventningene først får sin fulle effekt når en forventningsendring har ”satt seg” gjenfinnes også i modell 2.

Foruten dette, registrerer vi at de to modellene inneholder stort sett de samme variablene med sammenliknbare koeffisientestimater. I figur 6.3 og 6.4 illustreres henholdsvis faktisk og anslått kvartalsvis boligpris- og gjeldsvekst, og prognoser ett steg fremover. Figurene gir mye av det samme bildet som for modell 1. Modellen forklarer boligprisveksten bra, men har noe mindre forklaringskraft når det gjelder gjeldsveksten.

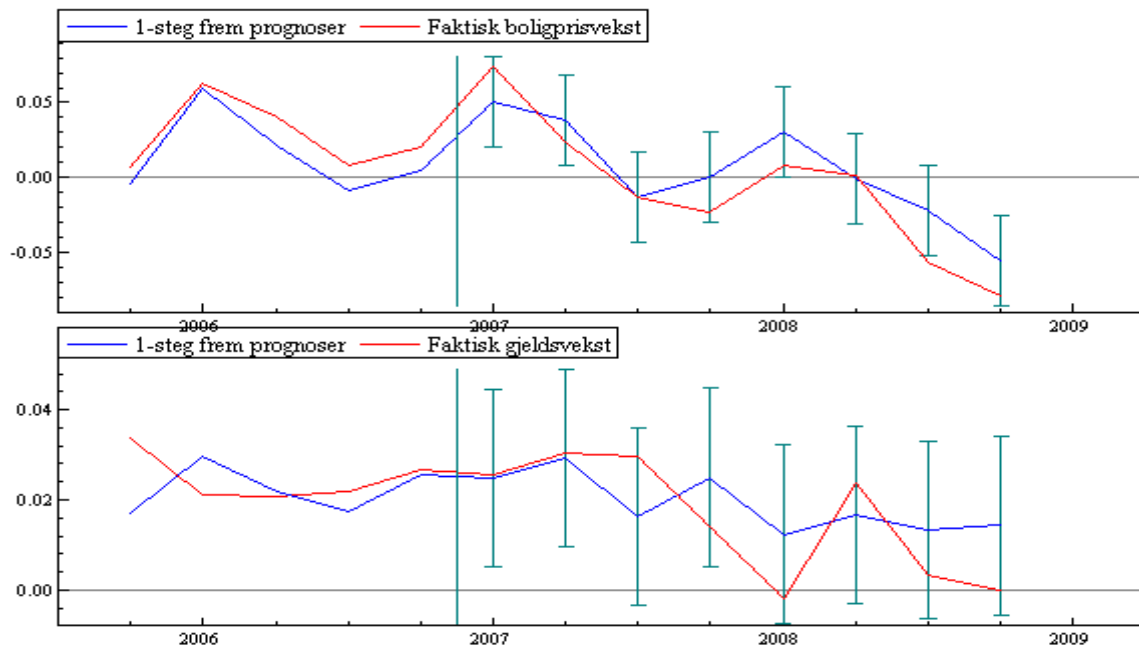
*Figur 6.3: Modell 2: Faktisk og anslått boligpris- og gjeldsvekst, 1986(2)-2008(4)*



En sammenlikning av figur 6.2 og figur 6.4 viser at modell 2 er bedre til å predikere den faktiske nedgangen i boligmarkedet i kjølvannet av Lehmann kollapsen enn modell 1. De formelle prognosetestene bekrefter at modell 2 gir bedre fremskrivning enn modell 1. Prognosetestene er ikke direkte sammenliknbare mellom henholdsvis modell 1 og 2 og de to enkeltrelasjonsmodellene som ble reestimert i kapittel 5. En grafisk sammenlikning tyder dog på at både modell 1 og modell 2 gjør en langt bedre jobb hva angår prognoser på boligprisveksten enn begge disse modellene.



Figur 6.4: Modell 2: Prognoser ett steg fremover, 2007(1)-2008(4),  
estimeringsperiode 1986(2)-2006(4)\*



\*) Formelle prognosetester: Omega:  $\chi^2(16) = 20.671$  [0.1915],  $F(16,73) = 1.2919$  [0.2258];  $V[e]: \chi^2(16) = 18.183$  [0.3133],  $F(16,73) = 1.1364$  [0.3397], hvor p-verdier rapporteres i klammeparentes. Se Doornik og Hendry (2009b) for forklaring av testene.

## 6.3 Dynamiske multiplikatorer

I avsnitt 6.2 konkluderte vi at modell 2 i større grad sammenfaller med kointegrasjonsanalysen enn modell 1, i tillegg til at modell 2 produserer prognoser som samsvarer bedre med den faktiske utviklingen i bolig- og kredittmarkedet. I dette delkapitlet ønsker vi å undersøke hvordan ulike eksogene sjokk forplanter seg i bolig- og kredittmarkedet i de to modellene. Rent praktisk gjør vi dette ved å introdusere en egen likning for variabelen vi ønsker å utsette for et sjokk, slik at restleddet i denne likningen kan gis en eksogen endring<sup>18</sup>.

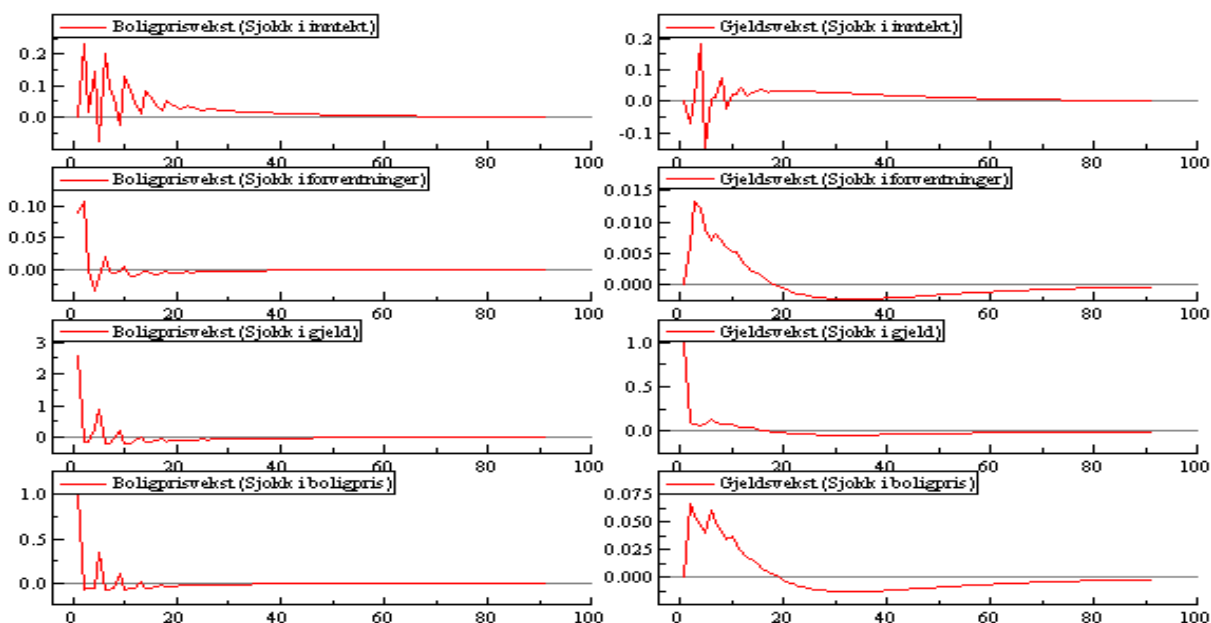
<sup>18</sup> I utgangspunktet kompliseres bildet noe av at restleddene i de ulike likningene er korrelerte, slik at et sjokk til et restledd også endrer de andre. Men siden vi finner at den empiriske kovariansmatrisen er nær diagonal i begge modeller, vil ikke dette være av spesiell betydning i vårt tilfelle.

### 6.3.1 Dynamiske multiplikatorer for modell 1

I figur 6.5 og 6.6 gis en grafisk fremstilling av de dynamiske multiplikatorene i bolig- og kredittmarkedet når vi utsetter systemet for et ett prosentpoengs positivt sjokk i henholdsvis inntektsvekst, gjeldsvekst og boligprisvekst, samt dersom forventningsindikatoren øker med ett indekspoeng. Figur 6.5 illustrerer effekten på gjelds- og boligprisveksten av midlertidige sjokk, mens figur 6.6 gir en fremstilling av effektene ved permanente sjokk.

Et inntektssjokk vil ikke påvirke verken gjelds- eller boligprisveksten i den perioden sjokket inntreffer. Derimot vil boligprisveksten stige med litt over 0,2 prosentpoeng i kvartalet etter sjokket, siden et positivt sjokk i inntekten innebærer at boligprisenes fundamentalverdi har økt. Vi ser en motsatt effekt på gjeldsveksten. Dette kan tolkes som at på veldig kort sikt, vil behovet for ekstern finansiering falle når inntekten har øker. Allerede to kvartaler etter at sjokket inntraff merker vi oss at effekten på gjeldsveksten er positiv. Dette følger av at boligprisene har steget på grunn av inntektssjokket. Ved å studere de dynamiske multiplikatorene ved et midlertidig sjokk, ser vi at effektene av sjokket sakte men sikkert dør ut. På lang sikt vil vi – som ventet – ikke observere noen varig effekt på vekstratene.

Figur 6.5: Dynamiske multiplikatorer (midlertidige sjokk i modell 1)

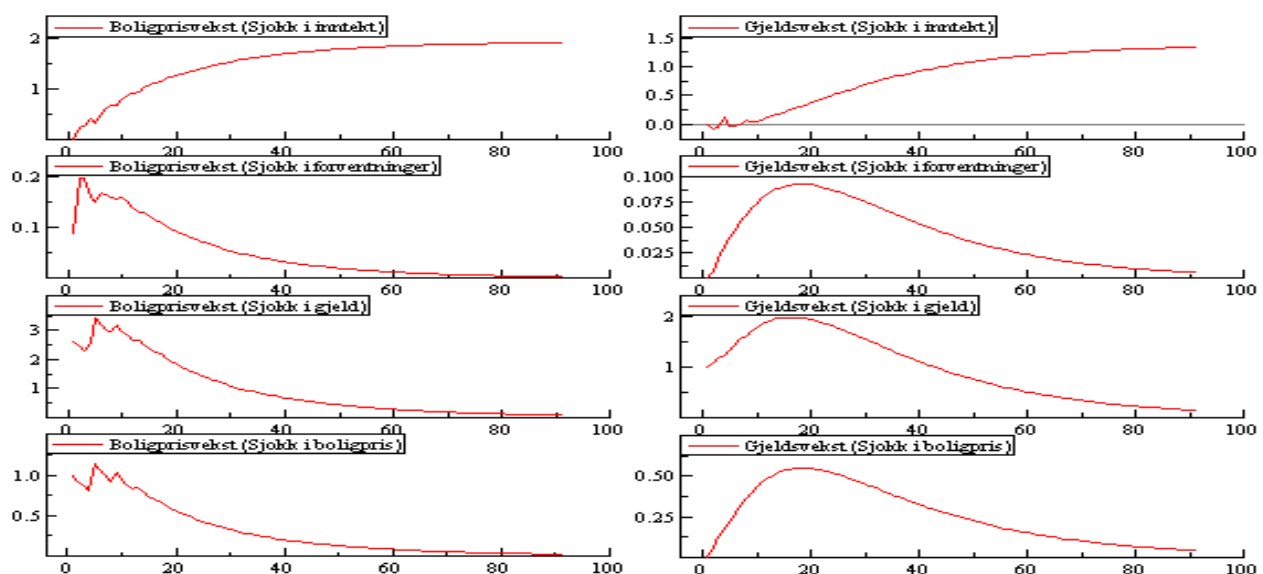


De dynamiske multiplikatorene ved en permanent endring i inntekten illustrerer et interessant mønster. Ikke bare vil økningen i inntektsveksten føre til at boligprisveksten øker, men de økte boligprisene bidrar til at gjeldsveksten øker, som igjen bidrar til å øke boligprisveksten og så videre. På lengre sikt ser det ut til at både gjelds- og boligprisveksten stabiliserer seg på et nytt og høyere nivå.

Et sjokk i forventningene fører til at boligprisveksten øker med omtrent 0,1 prosentpoeng i samme periode. Likevektskorrigeringsmekanismen slår inn allerede to kvartaler etter at sjokket inntraff. Gjeldsveksten vil derimot øke over en noe lengre periode, da likevekstilpasningen skjer tregere. Effektene av både et midlertidig og et permanent sjokk dør ut på sikt. Dette er intuitivt rimelig, da forventningene ikke inngår i verken gjelds- eller boligprislikningen på lang sikt.

Forløpene ved et permanent sjokk i enten gjelds- eller boligprisveksten gir kvalitativt sett mye av de samme resultatene. Modellen predikerer at boligprisveksten stiger med så mye som 2,6 prosentpoeng i perioden hvor vi eksogent sjokker gjeldsveksten med et prosentpoeng. Etterfulgt av et lite fall i boligprisveksten, registrerer vi at den igjen stiger frem til den når sitt toppunkt et år etter at sjokket inntraff. På dette tidspunktet er boligprisveksten 3,4 prosentpoeng høyere enn den var før sjokket inntraff. Den opprinnelige effekten forsterkes av at de økte boligprisene bidrar til å øke gjeldsveksten, som i sin tur slår ut i økt boligprisvekst. Dette vitner om eksistensen av en finansiell akselerator mellom bolig- og kredittmarkedet. Gjeldsveksten når sitt høyeste nivå cirka 4 år etter at sjokket inntraff.

Figur 6.6: Kumulative multiplikatorer (permanente sjokk i modell 1)

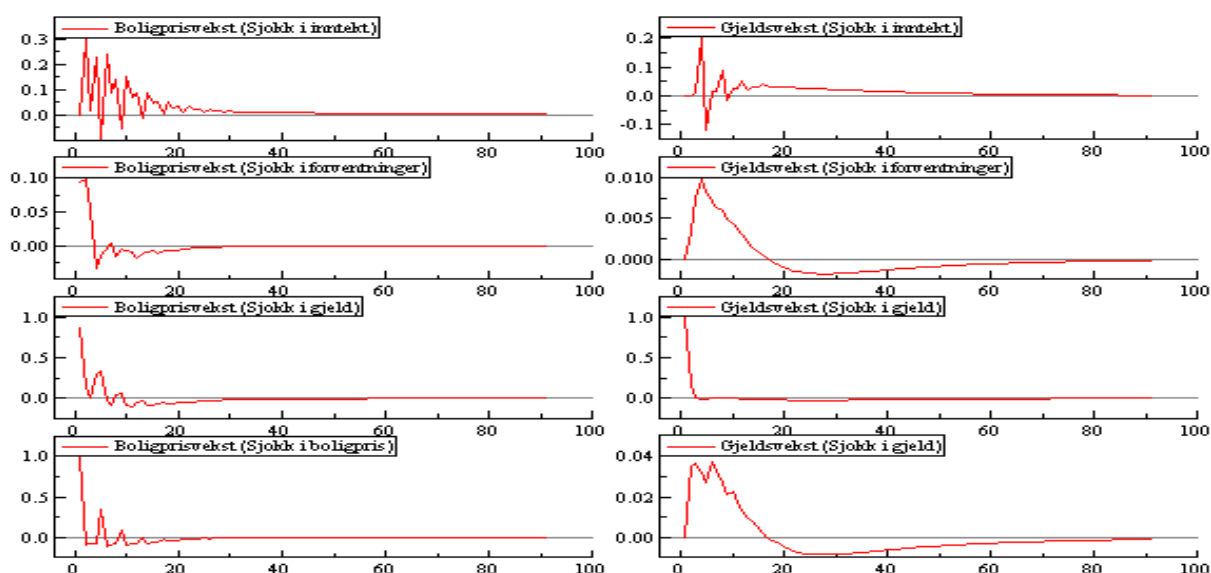


I tilfellet med et sjokk i boligprisveksten observerer vi at likevektskorrigeringen slår inn for fullt etter 1 år. Igjen observeres en topp for gjeldsveksten nærmere 4 år etter sjokket inntraff. På lang sikt vil veksten i disse størrelsene være uendret – en permanent vekstøkning kan kun forårsakes av en endring i vekstraten til en av de eksogene fundamentale driverne.

### 6.3.2 Dynamiske multiplikatorer for modell 2

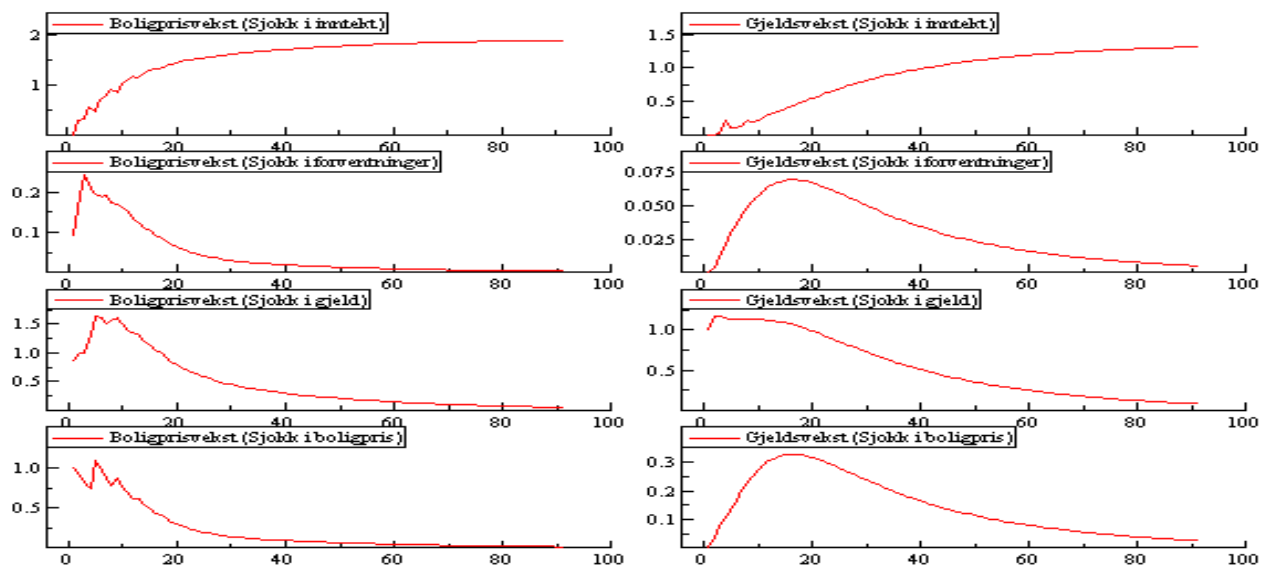
De dynamiske multiplikatorene for modell 2 i figur 6.7 og 6.8 gir et enda tydeligere bilde av eksistensen av en finansiell akselerator, som drøftet i 6.3.1. Vi noterer oss dog at modell 2 predikerer at et permanent gjeldsvekstsjokk vil føre til at boligprisveksten stiger med 1,74 prosentpoeng mindre i perioden hvor sjokket inntreffer enn modell 1. Veksten i boligprisene tiltar i periodene etter sjokket inntraff, i motsetning til modell 1 – hvor den faller før den igjen stiger. Slik sett gir modell 2 et enda klarere bilde av et selvforsterkende forhold mellom bolig- og kredittmarkedet enn modell 1. Modell 2 predikerer at boligprisveksten vil være litt over 1,5 prosentpoeng høyere ett år etter sjokket inntraff, enn før. Dette er under halvparten av hva vi finner når modell 1 benyttes til det samme analyseformålet. Etter dette er det også for denne modellen likevektskorrigeringen som dominerer.

Figur 6.7: Dynamiske multiplikatorer (midlertidige sjokk i modell 2)



Gjeldsveksten øker noe i perioden etter at sjokket inntraff, før den stabiliserer seg rundt 1,1 prosentpoeng høyere enn før sjokket inntraff. Etter cirka to år slår likevektskorrigeringen inn for fullt. Ved å benytte modell 1 fant vi derimot at gjeldsveksten ville stige frem til den nådde sin topp etter to år.

Figur 6.8: Kumulative multiplikatorer (permanente sjokk i modell 2)



Vi merker oss like fullt at effektene av et forventningssjokk på boligprisveksten ser ut til å oppnå sin fulle effekt tre kvartaler etter at sjokket inntraff. Etter dette slår likevektskorrigeringen inn for fullt. I likhet med resultatet i modell 1, ser vi at en permanent endring i inntektsveksten fører til en permanent endring i både gjelds- og boligprisveksten. Dette skyldes at disse størrelsene over tid vil stige for å tilpasse seg sin nye fundamentalverdi, som hele tiden vil endres dersom inntektsveksten øker permanent.

## 7. Konklusjoner

Hovedformålet med denne oppgaven har vært å utvikle en økonometrisk modell som kan hjelpe oss å forstå og kvantifisere betydningen av de viktigste størrelsene bak boligprisutviklingen i Norge. I denne prosessen har jeg sett det som svært nyttig å kartlegge det empiriske arbeidet som tidligere har blitt foretatt på dette forskningsfeltet, både i norsk og i internasjonal sammenheng. To sentrale modeller for boligprisene i Norge, Jacobsen og Naug (2004a) og Hungnes (2007), har blitt undersøkt i detalj. Begge modellene beskriver utviklingen i boligmarkedet på en forholdsvis god måte, men at ingen av modellene har vært i stand til å forutse nedturen i boligmarkedet på slutten av det forrige tiåret.

Jeg har påpekt at en svakhet med begge disse modellene er at de ikke eksplisitt tar innover seg kredittmarkedets betydning for boligprisene. Dette har ledet til utviklingen av to alternative modeller for boligprisene, hvor husholdningenes låneopptak spiller en helt sentral rolle. På grunn av at bolig- og kredittmarkedet påvirker hverandre gjensidig, estimeres gjelds- og boligprisveksten simultant. Begge modellene gir klare indikasjoner på at kreditten er en sentral forklaringsfaktor for boligprisene. Videre fremlegges evidens som indikerer at det eksisterer et selvforsterkende forhold mellom bolig- og kredittmarkedet i Norge. Internasjonalt har ingen, så vidt jeg kjenner til, estimert boligpriser og gjeld ved hjelp av en simultan likningsmodell, hvor det tas eksplisitt hensyn til endogeniteten mellom boligpriser og gjeld både på kort og på lang sikt.

I begge modellene benyttes det en indikator som måler husholdningenes forventninger til utviklingen egen og landets økonomi. Denne variabelen er ikke benyttet på samme direkte måte i de tidligere studiene jeg har gjennomgått i denne oppgaven. Jeg finner signifikante effekter av endringer i forventningene på boligprisene på kort sikt. Siden forventningene er eksplisitte i de nye modellene jeg har lagt frem i denne oppgaven, er en veldig nærliggende utvidelse innenfor dette modellrammeverket å endogenisere forventningene. Noe slikt er ikke tidligere blitt gjennomført tidligere, i alle fall ikke i noen av studiene jeg har gjennomgått, og vil således kunne være et nytt bidrag til dette forskningsfeltet. I en slik utvidet modell kan vi også teste en av forutsetningene de dynamiske multiplikatorene ovenfor er basert på; nemlig at forventningsvariabelen er en sterkt eksogen forklaringsvariabel.

---

I denne oppgaven har jeg i tillegg sett bort fra tilbudssiden av boligmarkedet, ved å betinge på boligkapitalen i en invertert boliggetterspørselsfunksjon. Som jeg så vidt nevnte i kapittel 3, vil en mulighet være å forsøke å endogenisere denne variabelen. Jeg har forsøkt dette, uten at de foreløpige resultatene var lovende. Det er likevel ikke utenkelig at dette lar seg gjøre.

---

## Kildeliste

Abelson, P., R. Joyeux, G. Milunovich og D. Chung (2005): "Explaining House Prices in Australia: 1970-2003", *The Economic Record*, 81 (2005/255), 96-103.

Annett, A (2005): "Euro Area Policies: Selected Issues", IMF Country Report (2005/266), 62-86, International Monetary Fund, Washington.

Anundsen, A. K. (2009): "Reestimering av RIMINI-modellen", upublisert notat, Statistisk Sentralbyrå, Oslo.

Ayouso, J., J. Martinez, L. Maza og F. Restoy (2003): "House Prices in Spain", *Economic Bulletin* (Oktober), Banco de Esapana, Madrid.

Banco de Espana (2004): "Annual Report", Banco de Esapana, Madrid.

Bernanke, B. and M. Gertler (1989): "Agency costs, net worth, and business fluctuations", *American Economic Review*, 79 (1989/1), 14-31.

Bessone, A. J., B. Heitz og J. Boissinot (2005): "Are we Seeing a Bubble in the French Housing market?", Note de Conjoncture (Mars) , Institut national de la statistique et des études économiques, Paris.

Borgersen, T. A. og J. Greibrokk (2005): "Boligpriser og endogen kredittrasjonering – Kredittsykluser, formueseffekter og markedsklarering", *Norsk Økonomisk Tidsskrift*, 119 (2005/2), 84-102.

Borgersen, T. A. og H. Hungnes (2009): "Selvforsterkende effekter i bolig- og – kredittmarkeder", *Norsk Økonomisk Tidsskrift*, 123, 18-33.

Borgersen, T. A., H. Hungnes og E. S. Jansen (2009): "Boligpris, kredittvekst og virkninger på realøkonomien", *Magma*, 12 (2009/5), 36-43.

Boug, P. og Y. Dyvi (2008): *MODAG – En makroøkonomisk modell for norsk økonomi*, Sosiale og økonomiske studier 111, Statistisk Sentralbyrå, Oslo.



---

Brissimis, S. N og T. Vlassopoulos (2009): "The Interaction between Mortgage Financing and Housing Prices in Greece", *Journal of Real Estate Economics*, 39, 146-164.

Carbó Valverde, S. og F. Rodriguez Fernández (2010): "The Relationship between Mortgage Markets and House Prices: Does Financial Instability Make the Difference?", Working paper (2010/2), Center for Financial Innovation and Stability, Federal Reserve Bank of Atlanta, Atlanta.

Davidson, J. (2000), *Econometric Theory*, Blackwell Publishers, London.

Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979): "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74 (1979/366), 427-431.

Doornik, J. A. (2003): "Asymptotic tables for Cointegration tests based on the Gamma-distribution approximation", upublisert notat, Nuffield College, Oxford.

Doornik, J. A. og D. F. Hendry (2009a): *Empirical econometric modelling: PcGive 13*, Volume 1, Timberlake, London.

Doornik, J. A. og D. F. Hendry (2009b): *Modelling Dynamic Systems: PcGive 13*, Volume 2, Timberlake, London.

Duca, J. V., J. Muellbauer og A. Murphy (2009): "House Prices and Credit Constraints: Making Sense of the U.S Experience", forskningsrapport presentert på SUERF Bank of Finland Conference, Helsinki.

Eitrheim, Ø. (1993): "En Dynamisk Modell for Boligprisen i RIMINI", *Penger og Kreditt*, 4, 288-297.

Eitrheim, Ø. (1994): "Reestimering av boligprismodellen i RIMINI", Rikmodnotat 100, Norges Bank, Oslo.

Eitrheim, Ø. (1995): "Reestimering av boligprismodellen i RIMINI, 1983(3)-1994(4)", Rikmodnotat 111, Norges Bank, Oslo.

Engle, R. F. og C. W. J. Granger (1987): "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55 (1987/2), 251-276.

Finansdepartementet (2002): "Boligmarkedene og boligpolitikken", NOU 2002:2, <http://www.regjeringen.no/nb/dep/krd/dok/nouer/2002/nou-2002-2.html?id=145338>, lastet ned 02/02-2010.

Finanstilsynet (2009): "Tilstanden i finansmarkedet: 2008", <http://finanstilsynet.no/no/Venstremeny/Tilstanden-i-finansmarkedet/>, lastet ned 22/04-2010.

Fitzpatrick, T. and K. McQuinn (2007): "House Prices and Mortgage Credit: Empirical Evidence for Ireland", *The Manchester School*, 75 (2007/1), 82-103.

Fuller, W. A (1976): *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley and Sons, New York.

Gerlach, S. og W. Peng (2005): "Bank Lending and Property Prices in Hong Kong", *Journal of Banking and Finance*, 29, 461-481.

Gimeno, R. og C. Martinez-Carrascal (2006): "The interaction between house prices and loans for house purchase: the Spanish case", Documentos de Trabajo (2006/5), Banco de España, Madrid.

Girouard, N., M. Kennedy, P. van den Noord og C. André (2006): "Recent House Price Developments: The Role of Fundamentals", OECD Economics Department Working Papers (2006/475), OECD, Paris.

Granger, C. W. J. og P. Newbold (1974): "Spurious Regression in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.

Granger, C. W. J. (1990): "General introduction. Where are the Controversies in Econometric Methodology?", i C. W. J. Granger (ed.): *Modelling Economic Series: Readings in Econometric Methodology*, 1-23, Oxford University Press, New York.

Hall, S., Z. Psaradakis og M. Sola (1997): "Switching error-correction models of house prices in the United Kingdom", *Economic Modelling*, 14, 517-527.

Hendry, D. F. (1984): "Econometric Modelling of House Prices in the United Kingdom", kapittel 8 i D. F. Hendry og K. Wallis (eds.): *Econometrics and Quantitative Economics*, Blackwell, Oxford.

---

Hofmann, B. (2003): "Bank Lending and Property Prices: Some International Evidence", The Hong Kong Institute for Monetary Research Working Paper, 22.

Hofman, D. (2005): "Kingdom of the Netherlands-Netherlands: Selected Issues", IMF Country Report (2005/225), International Monetary Fund, Washington.

Holly, S. og N. Jones (1997): "House prices since the 1940s: cointegration, demography and asymmetries", *Economic Modelling*, 14, 549-565.

Hungnes, H. (2007): "Dokumentasjon av Boligblokken (KVARTS)", upublisert notat, Statistisk Sentralbyrå, Oslo.

Hunt, B. og M. Badia (2005): "United Kingdom: Selected Issues", IMF Country Report, (2005/81) International Monetary Fund, Washington.

Jacobsen, D. H og B. E. Naug (2004a): "Hva driver boligprisene?", *Penger og Kreditt*, 4, 229-240.

Jacobsen, D. H og B. E. Naug (2004b): "Hva påvirker gjeldsveksten i husholdningene?", *Penger og Kreditt*, 2, 91-87.

Jansen, E. S. (2009): "Kan formueseffekter forklare utviklingen i privat konsum?", *Samfunnsøkonomen*, 63 (2009/5), 54-71.

Johansen, S. (1988): "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.

Kennedy, P. (2003): *A Guide to Econometrics* (5. utgave), Blackwell Publishing, London.

Kyotaki, N. og J. Moore (1997): "Credit Cycles", *Journal of Political Economy*, 105 (1997/2), 211-248.

Lütkepohl, H. og M. Krätzig (ed.) (2004): *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge.

Malpezzi, S. (1999): "A Simple Error Correction Model of House Prices", *Journal of Housing Economics*, 8 (1999/1), 27-62.

---

McCarthy, J. og R. Peach (2004): "Are Home Prices the Next Bubble?", *Economic Policy Review*, 10, 1-17, Federal Reserve Bank of New York, New York.

McQuinn, K. (2004): "A Model of the Irish Housing Sector", Research Technical Paper, (2004/1), Central Bank and Financial Services Authority of Ireland, Dublin.

Meen, G. (2002): "The time-series Behaviour of House prices: A transatlantic divide", *Journal of Housing Economics*, 11, 1-23.

Muellbauer, J. og A. Murphy (1997), "Booms and Busts in the UK Housing Market", *Economic Journal*, 107, 1701-1727.

Nagahata, T., Y. Saita, T. Seikne og T. Tachibana (2004): "Equilibrium Land Prices of Japanese prefectures: A Panel Cointegration Analysis", Working Paper Series, 4, Bank of Japan, Tokyo.

Norges Bank (2008): "Finansiell Stabilitet 2008:2", Norges Banks rapportserie nr. 5, [http://www.norges-bank.no/templates/report\\_73073.aspx](http://www.norges-bank.no/templates/report_73073.aspx), lastet ned 22/04-2010.

OECD (2004): "Economic Survey of the Netherlands", *OECD Economic Surveys* (2004/9), Paris.

OECD (2005): "Economic Survey of Spain", *OECD Economic Surveys* (2005/6), Paris.

OECD (2006): "Economic Survey of Ireland", *OECD Economic Surveys* (2006/3), Paris.

Oikarinen, E. (2005): "Is Housing Overvalued in the Helsinki Metropolitan Area?", Keskusteluaiheita Discussion papers, 992, The Research Institute of the Finnish Economy, Helsinki.

Pain, N. og P. Westaway (1997): "Modelling structural change in the UK housing market: a comparison of alternative house price models", *Economic Modelling*, 14, 587-610.

Patterson, K. (2000): *An Introduction to Applied Econometrics: a time series approach*, Macmillan Press, London.

---

Røed Larsen, E og D. E. Sommervoll (2004), ”Hva bestemmer boligprisene?”, *Samfunnsspeilet* (2004/2), Statistisk Sentralbyrå, Oslo.

Schnure, C. (2005): ”United States: Selected issues”, IMF Country Report (2005/258), International Monetary Fund, Washington.

Sutton, G. (2002): ”Explaining Changes in House Prices”, *BIS Quarterly Review* (2002/3), 46-55, Bank for International Settlements, Basel.

Terrones, M. and C. Otrok (2004): ”The Global House Price Boom”, *IMF World Economic Outlook* (September), International Monetary Fund, Washington.

Tsatsaronis, K. og H. Zhu (2004): ”What Drives Housing Price Dynamics: Cross Country Evidence”, *BIS Quarterly Review* (2004/1), 65-78, Bank for International Settlements, Basel.

Verbruggen, J., H. Kranendonk, M. van Leuvensteijn og M. Toet (2005): ”Welke Factoren Bepalen de Ontwikkeling van de Huizenprijs in Nederland”, CPB Document, 81, CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis, Haag.

Wagner, R. (2005): ”En Model for de Danske Ejerpriser”, Økonomi- og Erhvervsministeriets arbejdspapir (2005/1), Økonomi- og Erhvervsministeriets arbejdspapir, København.

---

## Appendiks A: Variabeldefinisjoner

Nedenunder følger en liste over variablene som benyttes i den empiriske analysen i kapittel 6<sup>19</sup>:

PH = Boligprisindeksen<sup>20</sup> (Kilde: SSB).

$r = ((1+i*(1-\tau))/(P/P_{-4}))-1$  = Realrenten etter skatt.

i = Rentesats for husholdningers gjeldsrente i private finansinstitusjoner (Kilde: SSB).

$\tau$  = Gjennomsnittlig marginal skatteprosent på kapitalinntekter for lønnstakere<sup>21</sup> (Kilde: SSB).

P = Konsumprisindeksen (Kilde: SSB).

PC = Konsumdeflatoren i Nasjonalregnskapet (Kilde: SSB).

YD = Husholdningenes nettodisponible inntekt fratrasket aksjeutbytte og reinvestert fortjeneste (Kilde: SSB).

u = Arbeidsledighetsraten målt ved AKU (Kilde: SSB).

D = Husholdningenes samlede bruttogjeld (Kilde SSB).

H = Boligkapitalen målt i faste priser (Kilde: SSB).

OMSETNING = Antall omsetninger av bebygde boligeiendommer, omsatt i fritt salg (Kilde: SSB).

---

<sup>19</sup> Alle nominelle størrelser er deflatert med konsumdeflatoren for å få de reelle størrelsene.

<sup>20</sup> Boligprisindeksen som benyttes baserer seg på SSBs boligprisindeks fra den ble publisert i 1992. I perioden før dette baseres indeksen på Brodins prisindeks. Frem til 1984 er Brodins prisindeks lik nasjonalregnskapets boligkapitaldeflator, hvor denne deflatoren er basert på husleiekomponenten i konsumprisindeksen frem til 1978 og SSBs byggekostnadsindeks etter dette. I perioden 1984 til 1986 baseres Brodins prisindeks på Grunneiendom-, Adresse- og Bygningsregisteret. Fra 1986 til 1989 bygger indeksen på tall fra Norges Eiendomsmeglerforbund (Jansen, 2009).

<sup>21</sup> 28 prosent siden 1992.

---

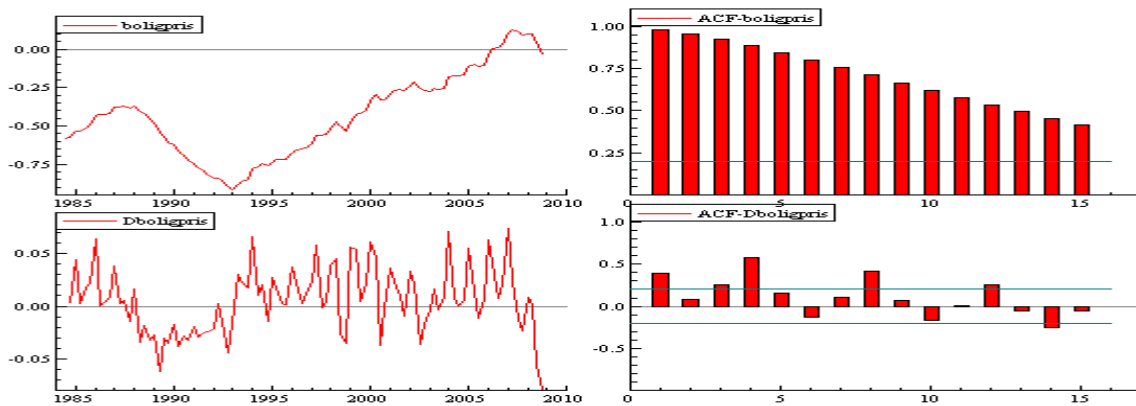
FORV = Husholdningenes forventninger til utvikling i sin egen- og landets økonomi, ujustert trendindikator<sup>22</sup> (Kilde: TNS Gallup).

---

<sup>22</sup> Indikatoren er målt symmetrisk og indekspoengene kan variere mellom -100 og 100. I analysen har vi normalisert ved å dele på 100.

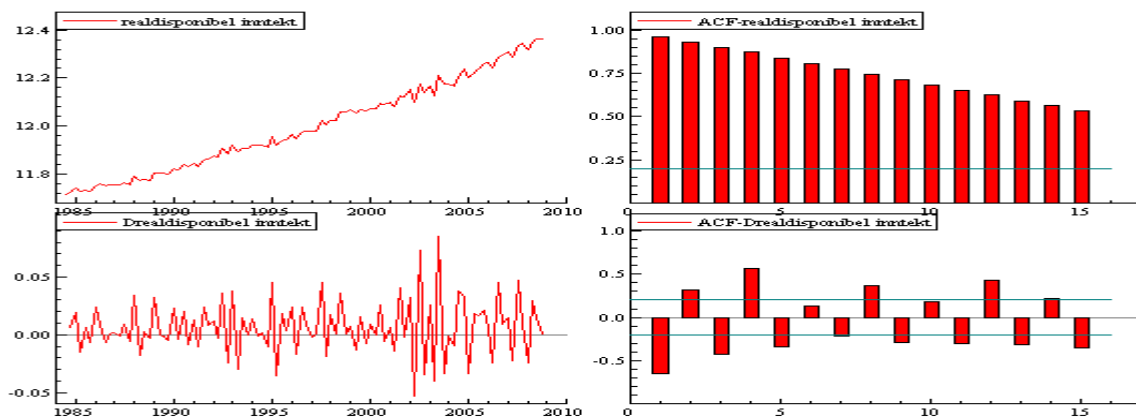
## Appendiks B: Tidsseriene som benyttes i modelleringen i kapittel 6 og testing av enhetsrøtter

### Realboligpris



Variabel	Lags	Periode	Trend	Sesong	DW	t-adf	Kritisk verdi (5%)
$ph$	5	1986(1)-2008(4)	Nei	Nei	2.069	-1.681	-2.89
$\Delta ph^{23}$	4	1986(1)-2008(4)	Nei	Nei	2.107	-2.073	-2.89

### Realdisponibel inntekt

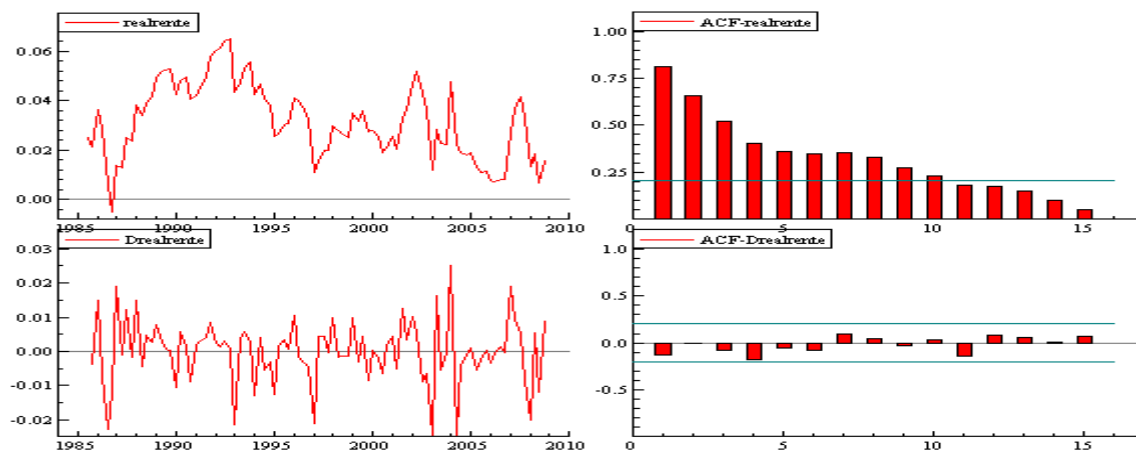


Variabel	Lags	Periode	Trend	Sesong	DW	t-adf	Kritisk verdi (5%)
$ydp$	5	1986(1)-2008(4)	Nei	Ja	1.952	2.207	-2.89
$\Delta ydp$	4	1986(1)-2008(4)	Nei	Ja	1.988	-4.216	-2.89

<sup>23</sup> Om 5 lags benyttes, viser ADF-testen at realboligprisen kan tolkes som en I(1) variabel på prosent nivå.

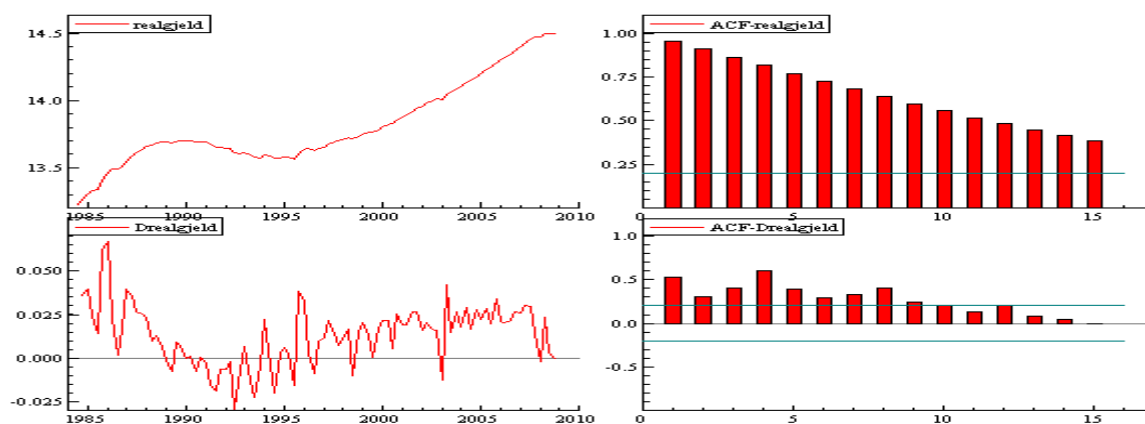


### Realrente etter skatt



Variabel	Lags	Periode	Trend	Sesong	DW	t-adf	Kritisk verdi (5%)
$r$	0	1986(1)-2008(4)	Nei	Nei	2.003	-2.969	-2.89

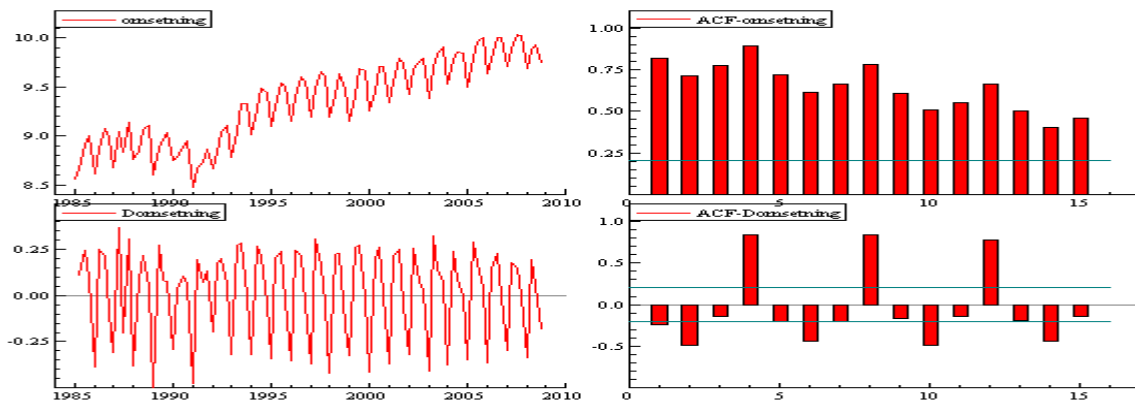
### Realgjeld



Variabel	Lags	Periode	Trend	Sesong	DW	t-adf	Kritisk verdi (5%)
$d$	4	1986(1)-2008(4)	Ja	Nei	2.1	-2.331	-3.46
$\Delta d$	3	1986(1)-2008(4)	Nei	Nei	2.014	-2.242	-2.89
$\Delta^2 d$ <sup>24</sup>	2	1986(1)-2008(4)	Nei	Nei	2.017	-12.98	-2.89

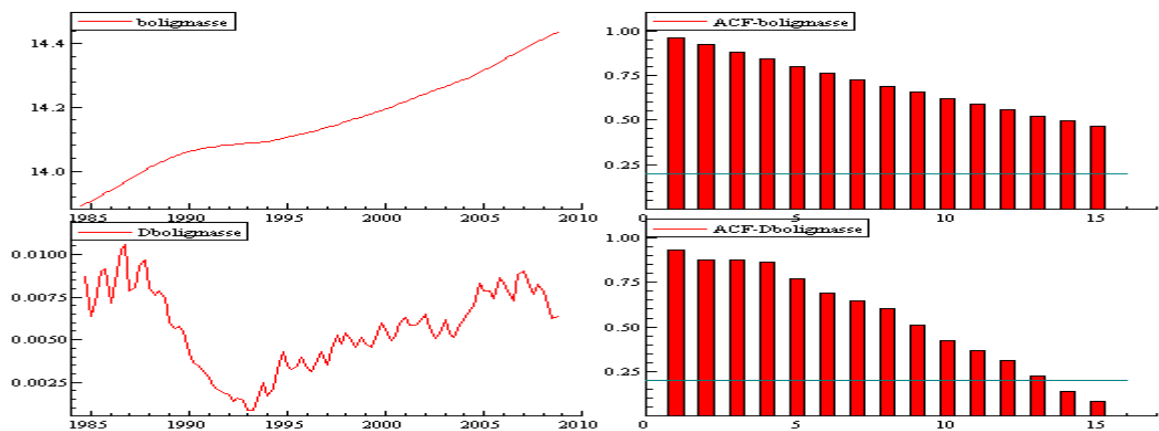
<sup>24</sup> Til tross for at testen indikerer at gjelden er I(2), velger vi likevel å behandle denne variabelen som en I(1) variabel i den økonometriske analysen.

### Omsetning



Variabel	Lags	Periode	Trend	Sesong	DW	t-adf	Kritisk verdi (5%)
<i>omsetning</i>	2	1986(1)-2008(4)	Nei	Ja	1.857	-0.9826	-2.89
$\Delta$ omsetning	1	1986(1)-2008(4)	Nei	Ja	1.854	-9.166	-2.89

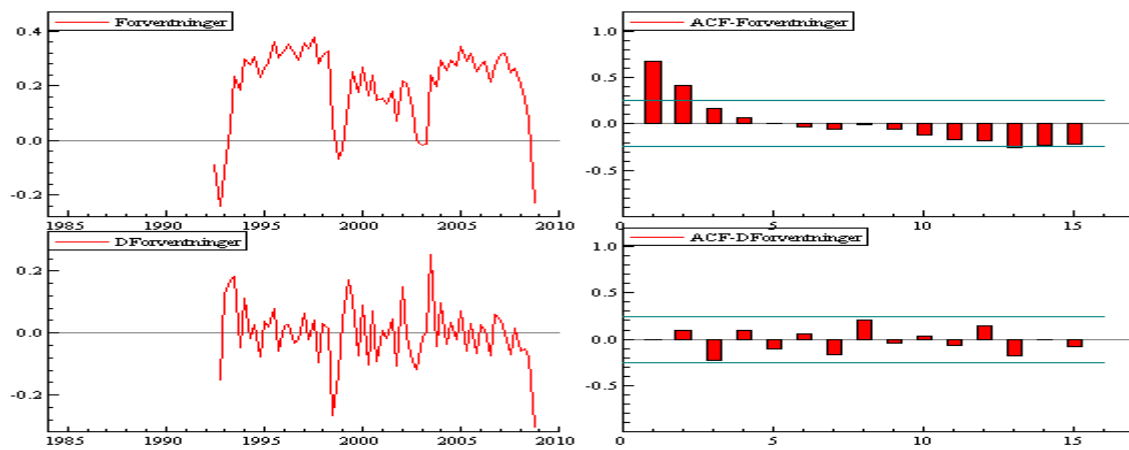
### Boligmasse



Variabel	Lags	Periode	Trend	Sesong	DW	t-adf	Kritisk verdi (5%)
<i>h</i>	5	1986(1)-2008(4)	Ja	Nei	1.961	-2.343	-3.46
$\Delta h$	4	1986(1)-2008(4)	Nei	Nei	2.05	-2.439	-2.89
$\Delta^2 h^{25}$	3	1986(1)-2008(4)	Nei	Nei	1.965	-2.498	-2.89

<sup>25</sup> Når det gjelder boligmassen, kan vi ikke si noe entydig om dens integrasjonsorden basert på disse testene. Det viker derimot rimelig å anta at denne variabelen er I(2). I Johansen-analysen har jeg likevel valgt å behandle denne som en I(1) variabel.

## Forventninger



Variabel	Lags	Periode	Trend	Sesong	DW	t-adf	Kritisk verdi (5%)
<i>Forv</i>	0	1992(3)-2008(4)	Nei	Nei	1.737	-2.178	-2.89
$\Delta Forv$	0	1992(3)-2008(4)	Nei	Nei	1.771	-5.124	-2.89

### Appendiks C: Johansen-prosedyren

Anta at vi starter med følgende vektorautoregressive modell av  $p$ 'te orden ( $VAR(p, n)$ ), hvor  $n$  er antall variable som inngår i spesifikasjonen:

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu} + \mathbf{A}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \cdots + \mathbf{A}_p \mathbf{y}_{t-p} + \boldsymbol{\varepsilon}_t,$$

der  $\mathbf{y}_{t-i}$  er linjevektorer av  $n$ 'te orden og  $\mathbf{A}_i$  er de tilhørende  $n \times n$  koeffisientmatrisene, for  $i = 1, \dots, p$ . Likningen kan enkelt omskrives:

$$\Delta \mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\Pi} \mathbf{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \boldsymbol{\Gamma}_i \Delta \mathbf{y}_{t-i} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \text{ hvor } \boldsymbol{\Pi} = \sum_{i=1}^p \mathbf{A}_i - \mathbf{I} \text{ og } \boldsymbol{\Gamma}_i = - \sum_{j=i+1}^p \mathbf{A}_j \quad (\text{C.1})$$

Trasetesten i Johansen-prosedyren går ut på å teste rangordenen til  $\boldsymbol{\Pi}$ -matrisen i likning (C.1). Da vi vet at en matrisens rangorden refererer til antall uavhengige lineære kombinasjoner i matrisen, vil rangordenen til  $\boldsymbol{\Pi}$ -matrisen samsvare med antall kointegrerende forhold i VARen. Ved anvendelse av Johansen-prosedyren tester man hvor mange karakteristiske røtter som er signifikant mindre enn 1, som da sammenfaller med  $\boldsymbol{\Pi}$ -matrisens rangorden.

Testobservatoren for trasetesten er gitt ved:

$$J_{trase} = -T \sum_{k=r+1}^n \ln(1 - \lambda_k), \quad r = 1, \dots, n-1,$$

hvor  $T$  er antall observasjoner, og egenverdiene er ordnet på følgende måte:

$\lambda_1 > \lambda_2 > \cdots > \lambda_n$ .  $r$  henviser til den rangordenen som holdes som nullhypotese. En større verdi av testobservatoren gir evidens i retning forkastning av nullhypotesen.

Ved hjelp av suksessiv testing finner vi  $\boldsymbol{\Pi}$ -matrisens rangorden:

$$H_0(0) : \text{rang}(\boldsymbol{\Pi}) = 0, H_1(0) : \text{rang}(\boldsymbol{\Pi}) \geq 1$$

Dersom nullhypotesen ikke forkastes, konkluderer vi at det ikke finnes evidens for noen kointegrerende relasjoner. Om nullhypotesen forkastes, går vi videre til neste steg og tester:

$$H_0(1) : \text{rang}(\boldsymbol{\Pi}) \leq 1, H_1(1) : \text{rang}(\boldsymbol{\Pi}) \geq 2$$

Ikke-forkastning av  $H_0$  leder oss nå til å konkludere med at det finnes én kointrasjonsvektor.

Gitt at vi har gått videre, har vi jo allerede forkastet hypotesen om at det ikke finnes noen kointegrerende relasjoner. Dersom vi forkaster nullhypotesen, fortsetter vi til neste steg.

Denne sekvensen av tester fortsetter helt til vi ikke lenger er i stand til å forkaste nullhypotesen. Den siste mulige testen vil være:

$$H_0(n-1) : \text{rang}(\Pi) \leq n-1, H_1(n-1) : \text{rang}(\Pi) = n$$

Dersom nullhypotesen her forkastes, impliserer dette at alle variablene i VARen er  $I(0)$ .

Gjennomgangen over indikerer altså at ved å inkludere  $n$  variable i en VAR-modell, kan det maksimalt eksistere  $n-1$  kointegrerende relasjoner.

Som i Johansen (1988), definerer vi  $\Pi = \alpha\beta'$ , hvor  $\alpha$  og  $\beta$  er to  $n \times r$  matriser.  $r$  refererer her til rangen til  $\Pi$  matrisen, eller antall kointegrerende sammenhenger vi har funnet støtte for. Vektorene som inngår i  $\beta$  matrisen betegnes som kointegrasjonsvektorene, mens vektorene i  $\alpha$ -matrisen kan anses som likevektsjusteringskoeffisientene.

Om vi for eksempel har funnet evidens for at det eksisterer  $m$  kointegrerende sammenhenger, vil de  $m$  første kolonnene i  $\beta$  matrisen inneholde koeffisientene tilordnet disse  $m$  kointegrerende relasjonene. De  $m$  første kolonnene i  $\alpha$  matrisen gir oss likevektsjusteringskoeffisientene. De resterende kolonnene i  $\alpha$  matrisen er lik null. En vanlig normalisering er å sette én av de  $n$  koeffisientene i hver av kolonnene i  $\beta$  matrisen lik 1. Etter at antall kointegrerende sammenhenger er funnet, identifiseres systemet ved å pålegge  $r$  restriksjoner på hver av kointegrasjonsvektorene. Den ene av disse restriksjonene er normaliseringen. Eventuelle overidentifiserende restriksjoner testes ved hjelp av likelihood ratio tester.

### Appendiks D: Forventningsvariabelen som inngår i Jacobsen og Naug (2004a)

For å beregne forventningsvariabelen kjører J&N (2004a) følgende regresjon:

$$\Delta E_t = \text{konstant} + \beta_1 \Delta (RENT(1 - \tau))_t + \beta_2 \Delta ledighet_t + \beta_4 E_{t-1} \\ + \beta_5 RENT(1 - \tau)_{t-1} + \beta_6 ledighet_{t-1} + \gamma_1 S1 + \gamma_2 S2 + \gamma_3 S3,$$

hvor  $E$  er TNS-Gallups indikator for husholdningenes forventninger til utviklingen i sin egen og i landets økonomi,  $S_i$  er sesongvariable, små bokstaver betyr at variablene måles på logaritmisk skala og  $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$  er en differensoperator. Resultatene fra original artikkelen, reestimeringen med de samme dataene og et revidert datasett er gjengitt i henholdsvis kolonne 2,4 og 6 i tabell D1.

Tabell D 1: Reestimering av forventningsindikatoren som benyttes i J&N (2004a)

Variabel	Jacobsen og Naug (2004a)		Reestimering på original data		Reestimering på nye data	
	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi
Konstant	-0.07	0.39	-0.066	0.388	-0.017	0.090
$\Delta (RENT(1 - \tau))_t$	-12.96	6.68	-12.962	6.68	-13.432	5.98
$RENT(1 - \tau)_{t-1}$	-0.40	0.42	-0.397	0.421	-0.645	0.595
$\Delta ledighet_t$	-0.43	2.47	-0.431	2.47	-0.535	2.62
$E_{t-1}$	-0.11	1.06	-0.1096	1.06	-0.264	2.60
$ledighet_{t-1}$	-0.03	0.82	-0.029	0.819	-0.027	0.701
Dummy. Kv. 1	0.21	4.57	0.208	4.57	0.221	4.41
Dummy. Kv. 2	0.10	4.49	0.096	4.49	0.065	2.82
Dummy. Kv. 3	0.22	5.61	0.221	5.61	0.201	4.76
$R^2$	0.80		0.803		0.764	
$\sigma$	0.049		0.049		0.054	
DW	2.03		2.03		2.37	
Metode	MKM		MKM		MKM	
Estimeringsperiode	1992 (4)-2004(1)		1992(4)-2004(1)		1992(4)-2004(1)	

Merknader: Absolutte t-verdier rapporteres, små bokstaver indikerer at variablene er målt på logaritmisk skala,  $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$  er en differensoperator,  $E$  = TNS-Gallups ujusterte trendindikator.

Ikke overraskende sammenfaller resultatene i kolonne 2 og 4. Vi merker oss likefullt at resultatene som oppnås når vi bruker et annet datasett (kolonne 6) er forholdsvis like resultatene som presenteres i Jacobsen og Naug (2004a). Forskjellen skyldes i all hovedsak datarevisjoner og et noe forskjellig mål på rente og lønnsinntekter. I tabell D2 rapporteres resultatene som oppnås når vi estimerer over et utvidet sample.

Ved å spare på residualene,  $\hat{\varepsilon}_t$ , fra regresjonen over, beregnes forventningsindikatoren som brukes i den endelige modellen på følgende vis:

$$FORVENTNING_t = (\varepsilon_t + \varepsilon_{t-1}) + 100 * (\varepsilon_t + \varepsilon_{t-1})^3$$

*Tabell D 2: Estimering av forventningsindikatoren som benyttes i J&N (2004a) for et utvidet sample*

Variabel	Estimering på utvidet sample		Reestimering på nye data	
	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi
Konstant	0.10	0.825	-0.017	0.090
$\Delta( RENTE(1 - \tau))_t$	-12.39	5.35	-13.432	5.98
$RENT(1 - \tau)_{t-1}$	-0.66	0.944	-0.645	0.595
$\Delta ledighet_t$	-0.74	4.70	-0.535	2.62
$E_{t-1}$	-0.31	3.53	-0.264	2.60
$ledighet_{t-1}$	-0.01	0.278	-0.027	0.701
Kvartal 1	0.26	6.77	0.221	4.41
Kvartal 2	0.08	2.82	0.065	2.82
Kvartal 3	0.22	6.45	0.201	4.76
$R^2$	0.69		0.764	
$\sigma$	0.057		0.054	
DW	2.08		2.37	
Metode	MKM		MKM	
Estimeringsperiode	1992 (4)-2008(4)		1992(4)-2004(1)	

Merknader: Absolutte t-verdier rapporteres, små bokstaver indikerer at variablene er målt på logaritmisk skala,  $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$  er en differensoperator,  $E$  = TNS-Gallups ujusterte trendindikator.

## Vedlegg E: Oppsummering av koeffisientestimater som er funnet i tidligere studier

Tabell E 1: Resultater fra tidligere studier: Boligpris på lang sikt

Variabel	Gimeno & Martinez-Carrascal (2006) <sup>1</sup>	Jacobsen & Naug (2004a) <sup>2</sup>	Fitzpatrick & McQuinn (2007) <sup>3</sup>	Carbó Valverde & Rodríguez Fernandez (2010) <sup>4</sup>
gjeld	0.328 (2.48)	-	1.327 (13.594)	0.604 (-)
inntekt	1.200 (1.74)	1.66 (8.63)	0.914 (5.911)	1.792 (-)
RENTE	-	-4.47 (2.54)	-	-3.508 (-)
ledighet	-	-0.45 (3.48)	-	-
boligmasse	-	-1.66 (-)	-1.245 (14.071)	-
demografi	-	-	2.011 (6.628)	-
kredittkvalitet (målt ved default rates)	-	-	-	-2.139 (-)
Metode	Johansen	Ukjent	DMKM	Johanen
Estimeringsperiode	1984(1)-2004(4)	1990(1)-2004(1)	1981(1)-1994(4)	1988(4)-2008(4)
Land	Spania	Norge	Irland	Spania

### Merknader:

Absolutte t-verdier i parentes og små bokstaver indikerer at variablene er målt på logaritmisk skala. Merk at renten er målt som en rate.

1. Alle variable er reelle, unntatt rente som er nominell. Realinntekt og realgjeld er målt per husholdning. Merk at boligprisvektoren ikke er identifisert.

2. Boligmassen er i faste priser, mens alle andre størrelser er nominelle. Merk at boligpriser og gjeld ikke er estimert i et system, men kommer fra to ulike studier.

3. Alle variable er reelle.

4. Alle variable er reelle, unntatt rente som er nominell. Realgjeld og inntekt er målt per husholdning. Merk at vektoren ikke er identifisert og at t-verdier følgelig ikke er rapportert.



Tabell E 2: Resultater fra tidligere studier: Gjeld på lang sikt

Variabel	Gimeno & Martinez-Carrascal (2006) <sup>5</sup>	Hofmann (2003) <sup>6</sup>	Jacobsen & Naug (2004b) <sup>7</sup>	Brissimis & Vlassopoulos (2009) <sup>8</sup>	Fitzpatrick & McQuinn (2007) <sup>9</sup>	Carbó Valverde & Rodríguez Fernandez (2010) <sup>10</sup>	Gerlach & Peng (2005) <sup>11</sup>
boligpris	0.784 (9.92)	1.59 (35.61)	1.00 (-)	0.230 (2.21)	0.514 (2.656)	0.851 (-)	0.36 (-)
inntekt	1.00 (-)	0.44 (7.26)	-	0.997 (2.50)	1.04 (2.924)	0.523 (-)	1.00 (-)
RENTE	-10.05 (19.22)	-	-1.70 (3.16)	-0.039 (7.80)	0.007 (1.771)	-8.003 (-)	-
boligmasse	-	-	1.00 (-)	-	-	-	-
omsetning	-	-	0.17 (1.36)	-	-	-	-
studentandel	-	-	0.64 (4.95)	-	-	-	-
trend	-	-	-	0.034 (8.50)	-	-	-
kredittkvalitet (målt ved default rates)	-	-	-	-	-	-3.639 (na)	-
Metode	Johansen	DMKM	Ukjent	Johansen	DMKM	Johansen	Johansen
Estimeringsperiode	1984(1)- 2004(4)	1985(1)- 2001(4)	1990(1)- 2004(1)	1993(4)- 2005(2)	1981(1)- 1999(4)	1988(4)- 2008(4)	1982(1)- 2001(4)
Land	Spania	Norge	Norge	Hellas	Irland	Spania	Hong Kong

Merknader:

Absolutte t-verdier i parentes og små bokstaver indikerer at variablene er målt på logaritmisk skala. Merk at renten er målt som en rate.

5. Alle variable er reelle, unntatt rente som er nominell. Realinntekt og realgjeld er målt per husholdning.

6. Alle variable er reelle. Estimerer for 20 land, men jeg rapporterer kun fra Norge.

7. Boligmassen er i faste priser, mens alle andre størrelser er nominelle. Merk at boligpriser og gjeld ikke er estimert i et system, men kommer fra to ulike studier.

8. Alle variable er reelle og alle variable unntatt renten er sesongjusterte.

9. Alle variable er reelle.

10. Alle variable er reelle, unntatt rente som er nominell. Realgjeld og inntekt er målt per husholdning. Merk at vektoren ikke er identifisert og at t-verdier følgelig ikke er rapportert.

11. Alle variable er reelle. t-verdier er ikke oppgitt.

Tabell E 3: Resultater fra tidligere studier: Boligpris på kort sikt, del 1

Variabel	Gimeno & Martinez- Carrascal (2006) <sup>11</sup>	Hofmann (2003) <sup>12</sup>	Jacobsen & Naug (2004a) <sup>13</sup>	Brissimis & Vlassopoulos (2009) <sup>14</sup>	Fitzpatrick & McQuinn (2007) <sup>15</sup>	Carbó Valverde & Rodriguez Fernandez (2010) <sup>16</sup>	Gerlach & Peng (2005) <sup>17</sup>
$\Delta gield_t$	0.150 (1.81)	0.576 (1.77)	-	0.316 (7.02)	0.607 (3.271)	0.1263 (63.15)	-
$\Delta linnpekt_t$	-	-0.015 (0.03)	0.12 (1.94)	-	-	-	-
$\Delta RENTE_t$	-	-	-3.16 (7.04)	-	-	-0.0463 (23.15)	-
$\Delta RENTE_{t-1}$	-	-0.514 (1.99)	-1.47 (3.27)	-	-	-	-
$0.5 * RENTE_t$	-	-	-	-	-	-	-0.200 (1.49)
$0.5 * RENTE_{t-1}$	-	-	-	-	-	-	-0.200 (-)
$\Delta boligpris_{t-1}$	-	-	-	-	-	-	0.349 (3.36)
$\Delta boligpris_{t-3}$	-	-	-	-	0.207 (1.971)	-	-
$\Delta boligmasse_{t-3}$	-	-	-	-	1.703 (2.992)	-	-
$\Delta ledighet_t$	-	-	-	-	-	-	0.048 (3.43)
$\Delta demografi_t$	-	-	-	-	-2.537 (2.196)	-	-
$\Delta nybygging_{t-2}$	-	-	-	-	-	-	-0.038 (1.46)
$FORVENTNINGER_t$	-	-	0.04 (3.09)	-	-	-	-
$ECM_{t-1}^d$	-0.079 (7.18)	-0.022 (0.29)	-	-	-	-	-
$ECM_{t-1}^{ph}$	-0.069 (6.9)	-	-0.12 (5.69)	-	-0.249 (3.545)	-0.1219 (15.2375)	-
Tester *							
DW	-	-	2.57	-	-	-	-
Autokorrelasjon	0.974	-	-	0.0183	0.588	0.81	0.20
Normalitetstest	0.265	-	-	0.3020	-	0.85	0.19

Tabell E 3: Resultater fra tidligere studier: Boligpris på kort sikt, del 2

	Gimeno & Martinez- Carrascal (2006) <sup>11</sup>	Hofmann (2003) <sup>12</sup>	Jacobsen & Naug (2004a) <sup>13</sup>	Brissimis & Vlassopoulos (2009) <sup>14</sup>	Fitzpatrick & McQuinn (2007) <sup>15</sup>	Carbó Valverde & Rodriguez Fernandez (2010) <sup>16</sup>	Gerlach & Peng (2005) <sup>17</sup>
Tester *							
ARCH test	0.474	-	-	0.1744	0.514	0.71	0.51
Hetero test	0.367	-	-	0.4378	-	0.99	0.89
Metode	MKM	3SMKM	MKM	MKM	3SMKM	MKM	MKM
Estimeringsperiode	1984(1)- 2004(4)	1985(1)- 2001(4)	1990(1)- 2004(1)	1993(4)- 2005(2)	1981(1)- 1999(4)	1988(4)- 2008(4)	1984(1)- 2001(4)
Land	Spania	Norge	Norge	Hellas	Irland	Spania	Hong Kong

Merknader:

Absolutte t-verdier i parentes og små bokstaver indikerer at variablene er målt på logaritmisk skala. Merk at renten er målt som en rate.

\*) DW er testobservatoren fra Durbin-Watson testen, fra de andre testene oppgis p-verdiene.

11. Alle variable er reelle, unntatt rente som er nominell. Realinntekt og realgjeld er målt per husholdning. Spesifisert ved GETS.

12. Alle variable er reelle. Estimerer for 20 land, men jeg rapporterer kun fra Norge.

13. Boligmassen er i faste priser, mens alle andre størrelser er nominelle. Merk at boligpriser og gjeld ikke er estimert i et system, men kommer fra to ulike studier.

14. Alle variable er reelle og alle variable unntatt renten er sesongjusterte. Fire lags i alle variable, deretter GETS på enkeltrelasjoner.

15. Alle variable er reelle. Starter med 4 lags i alle variable og bruker GETS på enkeltrelasjoner før 3SMKM benyttes.

16. Alle variable er reelle, unntatt rente som er nominell. Realgjeld og realinntekt er målt per husholdning Starter med 4 lags i alle variable og reduserer med GETS.

17. Alle variable er reelle. Inkluderer 4 lags og benytter GETS.

Tabell E 4: Resultater fra tidligere studier: Gjeld på kort sikt, del 1

Variabel	Gimeno & Martinez- Carrascal (2006) <sup>18</sup>	Hofmann (2003) <sup>19</sup>	Jacobsen & Naug (2004b) <sup>20</sup>	Brissimis & Vlassopoulos (2009) <sup>21</sup>	Fitzpatrick & McQuinn (2007) <sup>22</sup>	Carbó Valverde & Rodriguez Fernandez (2010) <sup>23</sup>	Gerlach & Peng (2005) <sup>24</sup>
$\Delta \text{boligpris}_t$	0.091 (0.92)	-0.437 (1.64)	0.01 (-)	0.156 (2.60)	-	0.1437 (17.9625)	0.176 (5.18)
$\Delta \text{boligpris}_{t-1}$	-	-	-	-	1.441 (1.619)	-	-
$\Delta \text{boligpris}_{t-2}$	-	-	-	-	2.273 (3.192)	-	-
$\Delta \text{boligpris}_{t-4}$	-	-	-	-0.156 (-)	0.118 (2.644)	-	-
$\Delta \text{inntekt}_t$	0.225 (17.31)	1.455 (2.74)	-	-	0.097 (2.906)	0.2351 (26.1222)	0.239 (2.37)
$\Delta \text{inntekt}_{t-4}$	-	-	0.01 (1.52)	-	-	-	-
$\Delta \text{RENTE}_t$	-	-	-0.29 (5.24)	-	0.001 (2.613)	-0.6025 (43.0357)	-
$\Delta \text{RENTE}_{t-1}$	-	-0.209 (0.88)	-	-	-0.001 (2.127)	-	0.357 (2.51)
$\Delta \text{RENTE}_{t-2}$	-	-	-	-	-0.002 (2.006)	-	-0.357 (-)
$\Delta \text{boligmasse}_t$	-	-	1.00 (-)	-	-	-	-
$\Delta \text{boligmasse}_{t-1}$	-	-	0.29 (2.64)	-	-	-	-
$\Delta \text{gjeld}_{t-1}$	-	-	-0.29 (-)	-	0.399 (5.221)	-	-
$\Delta \text{gjeld}_{t-2}$	-	-	-	-	0.321 (3.988)	-	0.244 (2.94)
$\Delta \text{omsetning}_{t-2}$	-	-	0.02 (3.01)	-	-	-	-
$\Delta \text{ledighet}_t$	-	-	-0.03 (3.89)	-	-	-	-
$\text{ecm}_{t-1}^{ph}$	-	-	-	-	-	0.0725 (12.0833)	-
$\text{ecm}_{t-1}^d$	-0.125 (5.95)	-0.139 (3.35)	-0.07 (7.41)	-0.196 (10.89)	-0.055 (1.959)	-0.2246 (11.8211)	-0.078 (3.00)

*Tabell E 4: Resultater fra tidligere studier: Gjeld på kort sikt, del 2*

	Gimeno & Martinez- Carrascal  (2006) <sup>18</sup>	Hofmann  (2003) <sup>19</sup>	Jacobsen & Naug  (2004b) <sup>20</sup>	Brissimis & Vlassopoulos  (2009) <sup>21</sup>	Fitzpatrick & McQuinn  (2007) <sup>22</sup>	Carbó Valverde & Rodriguez Fernandez  (2010) <sup>23</sup>	Gerlach & Peng  (2005) <sup>24</sup>
Tester*							
DW	-	-	2.20	-	-	-	-
Autokorrelasjon	0.741	-	-	0.6805	0.275	0.79	0.15
Normalitetstest	0.720	-	-	0.2351	-	0.82	0.68
ARCH-test	0.635	-	-	0.7932	0.673	0.43	0.28
Heterotest	0.056	-	-	0.5070	.	0.99	0.61
Metode	MKM	3SMKM	MKM	MKM	3SMKM	MKM	MKM
Estimeringsperiode	1984(1)- 2004(4)	1985(1)- 2001(4)	1994(1)- 2004(1)	1992(4)- 2005(2)	1981(1)- 1999(4)	1988(4)- 2008(4)	1984(1)- 2001(4)
Land	Spania	Norge	Norge	Hellas	Irland	Spania	Hong Kong

Merknader:

Absolutte t-verdier i parentes og små bokstaver indikerer at variablene er målt på logaritmisk skala. Merk at renten er målt som en rate.

\*) DW er testobservatoren fra Durbin-Watson testen, fra de andre testene oppgis p-verdiene.

18. Alle variable er reelle, unntatt rente som er nominell. Realinntekt og realgjeld er målt per husholdning. Spesifisert ved GETS.

19. Alle variable er reelle. Estimerer for 20 land, men jeg rapporterer kun fra Norge.

20. Boligmassen er i faste priser, mens alle andre størrelser er nominelle. Merk at boligpriser og gjeld ikke er estimert i et system, men kommer fra to ulike studier.

21. Alle variable er reelle og alle variable unntatt renten er sesongjusterte. Fire lags i alle variable, deretter GETS på enkeltrelasjoner.

22. Alle variable er reelle. Starter med 4 lags i alle variable og bruker GETS på enkeltrelasjoner før 3SMKM benyttes.

23. Alle variable er reelle, unntatt rente som er nominell. Realgjeld og inntekt er målt per husholdning Starter med 4 lags i alle variable og reduserer med GETS.

24. Alle variable er reelle. Inkluderer 4 lags og benytter GETS.

*Tabell E 5: Tabelloversikt for empiriske studier på boligpriser (Kolonne 1-6 fra tabell 3 i Girouard et al. (2006)), del 1*

Country and authors	Methodology	Elasticity of real house prices relative to housing stock supply	Elasticity of real house prices relative to real disposable income	Elasticity of real house prices relative to real Interest rate	Other variables
<b>United States</b>					
Meen (2002)	ECM, 1981(3)-1998(2)	-7.9	2.7	-1.3	Real wealth = 0.7
Schnure (2005)	Panel estimation for regional house prices, short run Specification, 1978-2004	-	0.2-0.3, short run impact	-0.6 to -1.7, short run impact	Unemployment= -0.9 to -1.2, labor force = 0.4 to 1.8, short run impact
McCarthy and Peach (2004)	Demand and supply equations, Johansen ML estimation, 1981(1)-2003(3)	-3.2	3.2	-	-
<b>Japan</b>					
Nagahata et al. (2004)	Panel cointegration analysis for 47 prefectures, 1976-2001	-	0.2 to 0.5	-0.6 to -4.5	Price expectations= 0.8 to 0.9
<b>Euro area</b>					
Annett (2005)	ECM for eight countries	-	0.7, variable in log differences	-0.01 to -0.02, variables in log differences	Real credit = 0.2 or real money = 0.1, variables in log differences
Annett (2005)	Panel regressions for sub-groups of countries based on common institutional characteristics, short to medium run equations	-	0.1 to 1.4, short run impact	-0.01 to -0.03, short run impact	Real credit = 0.1 to 0.2, real money = 0.4 to 0.6, short run impact

*Tabell E 5: Tabelloversikt for empiriske studier på boligpriser (Kolonne 1-6 fra tabell 3 i Girouard et al. (2006)) ,del 2*

Country and authors	Methodology	Elasticity of real house prices relative to housing stock supply	Elasticity of real house prices relative to real disposable income	Elasticity of real house prices relative to real Interest rate	Other variables
<b>France</b>					
Bessone et al. (2005)	Demand and supply equations, Johansen ML estimation, 1986-2004	-3.6	8.3	-	-
<b>United Kingdom</b>					
Meen (2002)	ECM, 1969(3)-1996(1)	-1.9	2.5	-3.5	Real wealth = 0.4
Hunt and Badia (2005)	ECM, 1972(4)-2004(4)	-	1.9 in 1994(4) and 1.5 in 2004(4)	-6.0 in 1999(4)	-
<b>Australia</b>					
Abelson et al. (2005)	ECM, 1975(1)-2003(1)	-3.6	1.7	-5.4	CPI= 0.8, unemployment =-0.2, stcok index = -0.1
<b>Denmark</b>					
Wagner (2005)	ECM, 1984(4)-2005(1)	-2.9	2.9	-7.7	Demography= 2.9
<b>Finland</b>					
Oikarinen (2005)	ECM, 1975(1)-2005(2)	-	0.8 to 1.3	-2.2 to -7.5	Construction costs = 1.1 to 2.3
<b>Ireland</b>					
OECD Economic Survey (2006)	ECM, 1977(1) -2004(4) for new and existing houses	-2.0 for new houses, -0.007 for existing houses (time relative to population. 25-44)	1.8 for new and existing houses	-1.9 for new and existing houses	-

*Tabell E 5: Tabelloversikt for empiriske studier på boligpriser (Kolonne 1-6 fra tabell 3 i Girouard et al. (2006)), del 3*

Country and authors	Methodology	Elasticity of real house prices relative to housing stock supply	Elasticity of real house prices relative to real disposable income	Elasticity of real house prices relative to real Interest rate	Other variables
<b>Ireland</b>					
McQuinn (2004)	3 equations system: inverted demand, supply and housing stock, 1980(1)-2002(4)	-0.5	0.1 to 0.2	-0.005	Net migration = 0.02, mortgages approved = 1.0
<b>Netherlands</b>					
OECD Economic Survey (2004)	ECM, 1970-2002	-0.5	1.9	-7.1	-
Verbruggen et al. (2005)	ECM, 1980-2003	-1.4	1.3	-5.9	-
Hofman (2005)	ECM, 1974(1)-2003(3)	-	1.5	-9.42	-
<b>Norway</b>					
Jacobsen and Naug (2005)	ECM, 1990(1)-2004(1)	-1.7	1.7	-3.2	Unemployment = -0.5
<b>Spain</b>					
OECD Economic Survey (2005)	ECM, 1989-2003	-6.9 to -8.1	3.3 to 4.1	-	Population total = 12 to 16.9
Ayuso et al. (2003) and Banco de Espana (2004)	1978-2002	-	2.8	-4.5 (in nominal terms) if the elasticity of income is 1 otherwise insignificant	Stock market return = -0.3



*Tabell E 5: Tabelloversikt for empiriske studier på boligpriser (Kolonne 1-6 fra tabell 3 i Girouard et al. (2006)), del 4*

Country and authors	Methodology	Elasticity of real house prices relative to housing stock supply	Elasticity of real house prices relative to real disposable income	Elasticity of real house prices relative to real Interest rate	Other variables
<b>Group of countries</b>					
Sutton (2002)	VAR model for the US, Australia, Canada, UK, the Netherlands and Ireland, 1970s-2002(1)	-	-	Short rates = -0.5 to 1.5, weaker for long rates, with lowest estimates for the US and the UK and largest for the Netherlands	GNP = 1 to 4 after 3 years, largest in Ireland. Share prices = 1 to 5 after 3 years, largest in the UK
Tsatsaronis and Zhu (2004)	VAR model for 17 countries, grouped on their mortgage finance structures, 1970-2003	-	Account for less than 10% of total variation in house prices after 5 years	Account for less than 11% of total variation in house prices after 5 years	Inflation account for 50% of total variation in house prices after 5 years, while bank credit and term spread account each for around 10%
Terrones and Otrok (2004)	Dynamic panel regressions for 18 countries, 1970-2003	-	1.1	-1.0	Population growth = 0.3, housing affordability = -0.1, lagged dependent variable = 0.5